

TAMPEREEN YLIOPISTO

Johtamiskorkeakoulu

Osakeportfolion optimaalinen valuuttariskisuojaaminen: GARCH- ja DCC-mallien  
sovellus finanssikriisin jälkeiseen aineistoon

Taloustiede

Pro gradu -tutkielma

Helmikuu 2013

Ohjaaja: Hannu Laurila

Olli Haavanlammi

# TIIVISTELMÄ

Tampereen yliopisto

Johtamiskorkeakoulu

HAAVANLAMMI, OLLI: Osakeportfolion optimaalinen valuuttariskisuojaaminen: GARCH- ja DCC-mallien sovellus finanssikriisin jälkeiseen aineistoon

Pro gradu tutkielma: 83 sivua, 6 liitesivua

Taloustiede

Helmikuu 2013

Avainsanat: valuuttariski, riskisuojaus, ehdollinen volatiliteetti, ehdollinen korrelaatio, GARCH-malli, DCC-malli, riskikorjattu tuotto, Sharpen suhdeluku, Value-at-Risk, CVaR

---

Työssäni sovellan ehdollisen volatiliteetin GARCH-malleja ja ehdollisen korrelaation DCC-malleja osakeportfolioiden valuuttariskinhallintaan. Muodostan ehdolliset volatiliteetti- ja korrelaatioestimaatit käyttämälläni osakeindekseille ja vastaaville valuuttafutuureille ja niiden perusteella lasken dynaamiset suojausasteet osakeportfolioille. Valuuttariskisuojausmenetelmässä käytän instrumentteina valuuttafutuurisopimuksia. Sovellan käyttämäni valuuttariskisuojausmenetelmää finanssikriisin jälkeiseen aineistoon ja tarkastelen Ruotsin, Norjan ja Iso-Britannian kotimaisissa valuutoissa määräytyvien osakeindeksien sisältämän valuuttariskin suojaamista euroalueella asuvan sijoittajan näkökulmasta.

Vertaan ehdollisten volatiliteetti- ja korrelaatiomallien avulla muodostettuja dynaamisia suojausasteita staattisiin suojausasteisiin, jotka on muodostettu OLS-otosestimaattien avulla. Vertailen näiden dynaamisten ja staattisten suojausasteiden avulla muodostettujen portfolioiden tuotto-riski-suhdetta ja pyrin tekemään johtopäätöksiä strategioiden keskinäisestä paremmuudesta sekä valuuttariskisuojauksen hyödyllisyydestä. Vertailen strategioiden keskinäistä paremmuutta erilaisten riskikorjattujen tuottomittareiden avulla, joita ovat Sharpen suhdeluku, korjattu Sharpen suhdeluku ja ehdollinen Sharpen suhdeluku. Vertailen myös strategioiden välistä tuottoeroa tilastollisten testien avulla. Mittaan valuuttariskisuojauksen hyödyllisyyttä käyttämällä sekä riskikorjatun tuoton mittareita riskimittareita, joita ovat Value-at-Risk-tunnusluku ja ehdollinen VaR-tunnusluku (CVaR). Vertailu staattisen ja dynaamisen riskisuojausstrategian välillä on tehty sekä otoksen sisäisiin että ulkoisiin volatiliteetti- ja korrelaatioestimaatteihin perustuen. Otan työssäni huomioon myös suojausstrategioihin sisältyvät transaktiokustannukset.

Työssä esittelemieni otoksen ulkopuolisten tulosten perusteella voin todeta dynaamisen strategian toimivan staattista strategiaa paremmin valuuttariskisuojauksessa, kun tätä mitataan riskikorjatun tuoton avulla. Dynaamisen strategian avulla on myös mahdollista päästä tilastollisesti merkitsevästi parempaan tuottoon. Strategian paremmuus johtuu käyttämästäni ekonometrisista malleista, joiden avulla pystytään ottamaan huomioon monia yleisesti hyväksytyjä rahoitusmarkkinoiden piirteitä tavanomaisia riskisuojausmalleja paremmin. Työni otoksen ulkopuolisten tulosten perusteella valuuttariskisuojausstrategian hyödyllisyydestä saadaan ristiriitaisia tuloksia. Iso-Britannian ja Norjan osakeindeksien kohdalla dynaamisen strategian avulla muodostetun portfoliojen tuotto on suojaamatonta portfolioa tilastollisesti merkitsevästi parempi, kun se Ruotsin osakeindeksien kohdalla on tilastollisesti merkitsevästi huonompi. Samaan johtopäätökseen päästään vertailemalla portfoliojen riskikorjattuja tuottoja. Tällöin valuuttariskisuojauksen tarpeellisuudesta yleisellä tasolla ei voida tehdä tulosteni perusteella yhtenäisiä johtopäätöksiä. Tästä huolimatta voidaan valuuttariskisuojausta pitää tarpeellisenä useiden työssä esittelemieni teoreettisten syiden perusteella. Tulosteni perusteella voin kuitenkin todeta käyttämäni dynaamisen valuuttariskisuojausstrategian toimivan laajalti käytössä olevaa staattista strategiaa paremmin, joten sen käytön myös käytännön sijoitustoiminnassa voidaan katsoa olevan suositeltavaa.

# Sisällysluettelo

1	Johdanto.....	1
2	Ehdollisen volatiliteetin ja korrelaation mallintamisen ja valuuttariskisuojautumisen teoriaa.....	8
2.1	Miksi suojautua valuuttariskiltä?.....	8
2.2	Aikasarjan ehdollisen volatiliteetin mallintaminen .....	13
2.3	Aikasarjan ehdollisen korrelaation mallintaminen .....	19
2.4	Optimaalinen valuuttariskiltä suojautuminen .....	26
2.5	Valuuttariskisuojausten tehokkuuden mittaaminen .....	29
3	Ehdolliset volatiliteetti- ja korrelaatiomallit ja valuuttariskisuojautuminen.....	35
3.1	Aineiston kuvaus .....	35
3.2	Ehdollisten volatiliteetti- ja korrelaatiomallien estimointitulokset.....	45
3.3	Estimointitulosten soveltaminen osakeportfolion valuuttariskisuojaukseen .....	56
3.4	Valuuttariskisuojaattujen osakeportfolioiden analysointi.....	60
4	Johtopäätökset .....	71
	Lähdeluettelo .....	79
	Kvantitatiivisen aineiston lähteet.....	83
	Liitteet .....	84
	Liite A. Valuuttafutuuriin ja osakeindeksien tuottosarjojen kuvaajat .....	84
	Liite B. Osakeindeksien tuottosarjojen autokorrelaatiofunktioiden kuvaajat .....	85
	Liite C. Osakeindeksien ja valuuttakurssi-aikasarjojen ehdoton korrelaatiomatriisi .....	86
	Liite D. Valuuttafutuuriin ja osakeindeksien ehdolliset varianssit, 1/2009 – 6/2011.....	86
	Liite E. Valuuttafutuuriin ja osakeindeksien ehdolliset varianssit, 7/2011 – 6/2012.....	87
	Liite F. Valuuttafutuuriin ja osakeindeksien ehdolliset korrelaatiot, 1/2009 – 6/2011 ja 7/2011 – 6/2012. ....	87
	Liite G. Portfolioiden tuottoindeksit transaktiokulujen jälkeen, 1/2009 – 6/2011 .....	88
	Liite H. Portfolioiden tuottoindeksit transaktiokulujen jälkeen, 7/2011 – 6/2012 .....	88
	Liite I. Suojattujen portfolioiden tunnusluvut ennen transaktiokuluja, 1/2009 – 6/2011 .....	89
	Liite J. Suojattujen portfolioiden tunnusluvut ennen transaktiokuluja, 7/2011 – 6/2012.....	89

# 1 Johdanto<sup>1</sup>

Rahoitusekonometristen menetelmien hyödyntäminen erilaisissa riskienhallintasovelluksissa on lisääntyvän mielenkiinnon kohteena alati muuttuvilla ja epävarmoilla pääomamarkkinoilla. Viimeaikaiset kehitysaskeleet ekonometrisissa tutkimusmenetelmissä ovat olleet omiaan viemään näitä riskienhallintasovellusten taustalla olevia malleja uudelle tasolle ja malleja hyödynnetään akateemisen tutkimuksen lisäksi laajasti myös käytännön riskienhallinnassa. Myös rahoitusmarkkinoilla tarjolla olevien tuotteiden monipuolistuminen mahdollistaa yhä tarkemmat riskienhallintamenetelmät, joille rahoitusmarkkinoilla löytyy kasvavaa kysyntää. Ekonometristen menetelmien ja suojausinstrumenttien kehittyessä, moninaisempien riskienhallintamenetelmien hyödyntäminen on tullut mahdolliseksi ja houkuttelevammaksi erilaisilla sijoitustoiminnan osa-alueilla.

Tässä työssä keskityn rahoitusekonometristen menetelmien soveltamiseen käytännön sijoitustoiminnassa ja mielenkiintoni kohdistuu osakeportfolion valuuttariskisuojaukseen finanssikriisin jälkeisenä aikana. Tässä riskienhallintasovelluksessa hyödynnän ekonometrisia menetelmiä, jotka ottavat tavanomaisia menetelmiä paremmin huomioon rahoitusmarkkina-aineistossa tyypillisesti havaittavia piirteitä.

Erityisesti rahoitusmarkkinatuottojen toisen momentin eli volatiliteetin mallintaminen on ollut kiinnostuksen kohteena viimeaikaisessa rahoitusekonometrisessa tutkimuskentässä. Sijoituskohteiden tuoton keskihajonta eli volatiliteetti onkin keskeinen komponentti monissa varallisuuskohteiden hinnoittelumalleissa, sillä sitä hyödynnetään yleisesti riskin mittaamistarkoituksessa. Rahoitusinstrumenttien tuoton volatiliteetin mallintamisen lisäksi viimeaikainen kehitys ekonometrisissa menetelmissä mahdollistaa myös tuottojen välisen korrelaation tutkimisen entistä monipuolisempien mallien avulla. Nämä korrelaatiot ovat myös tärkeitä komponentteja varallisuuskohteiden hinnoittelumalleissa ja erilaisissa riskienhallintasovelluksissa, sillä

---

<sup>1</sup> Haluan kiittää erityisesti Jukka Ilomäkeä työni kannalta hyödyllisistä kommenteista ja muutosehdotuksista. Kiitokset työni kommentoinnista kuuluvat myös seminaariryhmäni ohjaajalle Hannu Laurilalle ja työni toiselle tarkastajalle Jari Vainiomäelle.

niiden avulla pystytään hahmottamaan muun muassa sijoitusportfolion hajautushyötyjä ja niihin liittyvää riskin vähentymistä.

Valuuttariski eli valuuttakurssien odottamattomista liikkeistä aiheutuva tuoton vaihtelu on läsnä kaikessa kansainvälisessä sijoitustoiminnassa. Sijoitustoiminnasta on tullut yhä enenevässä määrin rajat ylittävää, sillä kansainvälisen hajautuksen tuomat hyödyt sijoitussalkun riskienhallinnan kannalta ovat tulleet laajempaan tietoisuuteen. Vaikka sijoitussalkun sisältämien varallisuuskohteiden kansainvälinen hajauttaminen perustuu jo kohtuulliseen vanhaan Markowitzin portfolioteoriaan, on se entistä helpompaa nykyaikaisilla rahoitusmarkkinoilla. Tämä sijoitusomaisuuden kansainvälisestä hajauttamisesta johtuva ulkomaanvaluuttamääräisiin instrumentteihin sijoittaminen altistaa sijoitussalkun kuitenkin valuuttariskille. Valuuttariskistä johtuvat sijoituskohteiden arvonmuutokset voivat olla ajoittain suuriakin, mikä ei aina ole sijoittajan preferenssien mukaista. Tällöin on mahdollista suojautua valuuttakurssien muutoksien aiheuttamilta tuoton vaihteluilta hyödyntämällä erilaisia valuuttariskisuojausstrategioita, joita käsitelen myös tässä työssä.

Sen lisäksi että valuuttariskin hallinnasta on tullut entistä tärkeämpää, on siitä rahoitusekonometrian kehityksen myötä tullut yhä houkuttelevampaa. Erilaisten varallisuuskohteiden tuottojen volatiliteetin ja niiden välisen korrelaatorakenteen mallintaminen on tullut vaivattomammaksi teknologisten kehitysaskelien myötä, tietokoneiden laskentatehon ja ohjelmistojen kehittyessä. Myös ekonometristen menetelmien kehitys mahdollistaa näiden riskisuojautumisen kannalta tärkeiden rahoitusmarkkinatuottojen ominaisuuksien entistä paremman mallintamisen.

Ekonometristen mallien ja tietotekniikan kehityksen ohella tärkeä tekijä monien riskienhallintasovellusten kannalta on ollut myös viime vuosikymmenten aikana tapahtunut johdannaismarkkinoiden voimakas kasvu ja monipuolistuminen. Johdannaisinstrumentit ovat välineitä, jotka mahdollistavat riskien jakamisen globaalilla tasolla ja joiden avulla on mahdollista hallita omaa riskialtistustaan tehokkaasti ja edullisesti.

Erilaisten volatilitiiteetti- ja korrelaatiomallien kehitys juontaa juurensa rahoitusmarkkina-instrumenttien piirteisiin, joiden on havaittu olevan yhtyeensopimattomia klassisen rahoitusteoreettisen kehikon kanssa. Klassisena kehikkona voidaan pitää markkinatuottoihin liittyvää martingale-hypoteesia, jonka mukaan rahoitusinstrumenttien tuotto noudattaa satunnaiskävelyprosessia. Tällöin tuotot ovat muun muassa riippumattomia ja identtisesti jakautuneita (IID) sekä noudattavat normaalijakaumaa. Taustalla olevien oletusten on kuitenkin havaittu toteutuvan huonosti empiirisiä aineistoja tarkasteltaessa. Tämä havainto on ensi kertaa tehty jo 1960-luvulla (Mandelbrot 1963 & Fama 1965) ja tätä edelleen jatkuvaa tutkimusperinnettä on entisestään vauhdittanut menetelmällisten valmiuksien kehittyminen.

Rahoitusinstrumenttien empiirisiä tuottoja tarkasteltaessa, voidaan havaita useita monille instrumenteille yhteisiä ominaisuuksia, jotka toimivat motivaationa myös tässä työssä käyttämieni ehdollisen volatilitiiteetin ja korrelaation malleille. Näiden ominaisuuksien joukossa on piirteitä, jotka pystytään entistä paremmin ottamaan huomioon käyttämieni ehdollisen volatilitiiteetin ja korrelaation malleilla. Tärkeimpinä näistä ominaisuuksista ovat volatilitiiteetin kasautuminen sekä ehdollisen ja ehdottoman tuottojakauman paksuhäntäisyys. Volatilitiiteetin kasautumisella tarkoitetaan aikasarjan toisen momentin eli keskihajonnan suhteen esiintyvää autokorrelaatorakennetta, jossa nykyisen periodin volatilitiiteetti riippuu positiivisesti edellisen periodin volatilitiiteetistä. Tyypillisenä piirteenä voidaan pitää myös tuottosarjojen peräkkäisten havaintojen autokorreloimattomuutta, vaikka tuoton toisen momentin suhteen esiintyy volatilitiiteetin kasautumista. (Cont 2001)

Näiden ominaisuuksien lisäksi tärkeä empiirinen piirre on varallisuuskohteiden tuottojen välisen korrelaation ajassa muuttuva luonne, joka on mahdollista ottaa huomioon käyttämällä ehdollisen korrelaation malleja. Vaikka varallisuuskohteiden välinen korrelaatio on useissa tavanomaisissa sovelluksissa oletettu pysyvän vakiona, sen tutkiminen ajassa muuttavana vastaa usein paremmin rahoitusmarkkina-aineistosta tehtyjä empiirisiä havaintoja. (Bauwens & Laurent 2006, 79)

Työssä hyödyntämieni ehdollisen volatilitiiteetin mallien on todettu aikaisemman

tutkimuksen valossa sopivan hyvin erilaisten rahoitusmarkkinatuottojen kuvaamiseen. Tässä työssä hyödynnän näitä malleja sekä valuuttakurssien muutoksiin liittyvien valuuttafutuurityönteottojen että osaketuottojen mallintamiseen. Aikaisempien tutkimusten perusteella voidaan todeta että ehdollisen volatilitietin mallien avulla on mahdollista ottaa huomioon edellä mainittuja rahoitusmarkkina-aineistojen yleisiä piirteitä, jotka poikkeavat perinteisestä teoreettisesta kehikosta. Malleja on testattu empiirisissä sovelluksissa ja niiden on todettu sopivan valuuttakurssituottojen mallintamiseen (ks. esim. Baillie & Bollerslev 1989 ja Diebold 1988). Näiden mallien sopivuus myös osaketuottojen mallintamiseen on osoitettu useissa tutkimuksissa (ks. esim. Bollerslev 1987 ja Bollerslev, Chou & Kroner 1992).

Tässä työssä käyttämäni ehdollisen korrelaation monimuuttujamallit antavat mahdollisuuden tarkastella rahoitusmarkkinatuottojen korrelaatiota ajassa muuttuvana. Ajassa muuttuvat korrelaatiot rahoitusinstrumenttien välillä on havainto, jonka monet aikaisemmat tutkimukset ovat vahvistaneet (ks. esim. Bollerslev 1990 ja Longin & Solnik 1995). Myös ehdollisen korrelaation mallien on todettu sopivan monien rahoitusmarkkina-aineistojen mallintamiseen. (Engle 2001)

Ehdollisen volatilitietin ja korrelaation malleja on sovellettu valuuttariskisuojaukseen myös aikaisemmassa tutkimuksessa. Tällöin valuuttariskisuojaus on usein toteutettu ajassa muuttuvien suojausasteiden avulla ja sen toimivuutta on verrattu vakiona pysyviin suojausasteisiin. Näiden tuloksien perusteella dynaamiset suojausasteet ovat osoittautuneet usein tehokkaammiksi valuuttariskiltä suojauduttaessa. Tulokset ovat kuitenkin vaihdelleet testattavan valuutan ja ajanjakson mukaan. Esimerkiksi Chakraborty ja Barkoulas (1999) toteavat että dynaaminen suojausstrategia toimii heidän käyttämässään aineistossa vain yhden valuutan kohdalla (CAD). Kuitenkin ajassa muuttuvien valuuttariskisuojausmallien on osoitettu muissa tutkimuksissa tuovan staattisia malleja parempia tuloksia usean valuutan kohdalla sekä otoksen sisäisellä että ulkoisella ajanjaksolla (ks. esim. Kroner & Sultan 1993). Viimeaikaisessa tutkimuksessa on sovellettu valuuttariskisuojauksessa myös tässä työssä käyttämäni dynaamista ehdollisen korrelaation mallia (DCC-malli), jonka avulla rakennettujen dynaamisten suojausasteiden on todettu Iso-Britannian ja Japanin valuuttojen

tapauksissa tuovan tehokkuushyötyjä staattisiin suojausasteisiin verrattuna (Ku, Chen & Chen 2007).

Työni tarkoituksena on soveltaa ehdollisen volatilitietin ja korrelaation malleja osakeportfolion valuuttariskinhallintaan. Pyrin työssäni analysoimaan ja mallintamaan kolmen osakeindeksiaikasarjan ja kolmen valuuttakurssifutuuriaikasarjan tuottoja ja niiden välisiä korrelaatioita. Tämän mallintamisen tuloksena on mahdollista saada kyseisille aikasarjoille ajassa muuttuvat volatilitietti- ja korrelaatioestimaatit, joita voin hyödyntää työni empiirisen osan valuuttariskisuojaumisessa.

Käyttämäni osakeindeksit ovat ulkomaanvaluutassa määntyviä osakemarkkinoiden tuottoja, joihin sisältyvältä valuuttariskiltä pyritään suojautumaan. Tämä tehdään hyödyntämällä ekonometristen mallien tuloksia ja optimaalisen riskisuojaamisen teoriaa. Riskisuojauminen toteutetaan käyttämällä kunkin maan osakeindeksin valuuttaa vastaavaa valuuttafutuurisopimusta. Muodostan valuuttariskisuojatut portfoliot kahdella vaihtoehtoisella tavalla ja pyrin vertailemaan näitä tapoja keskenään. Hyödynnän valuuttariskisuojaumisessa sekä perinteistä vakioisiin volatilitietti- ja korrelaatioestimaatteihin perustuvaa staattista riskisuojaumisstrategiaa sekä ehdollisiin volatilitietti- ja korrelaatiomalleihin perustuvaa dynaamista strategiaa. Pyrin työssäni analysoimaan kummankin menetelmän tehokkuutta sekä sopivuutta käytännön riskienhallintatyöhön riskikorjatun tuoton tunnuslukujen avulla.

Työni aineisto sisältää Ruotsin, Norjan ja Iso-Britannian osakemarkkinoiden kehitystä kuvaavien indeksien tuottosarjat sekä näitä vastaavat valuuttafutuurituottosarjat SEK, NOK ja GBP-valuuttojen osalta. Keskityn työssäni valuuttariskiin euroalueella asuvan sijoittajan näkökulmasta. Olen valinnut tutkimuskohteekseni niiden eurooppalaisten valtioiden osakeindeksejä, jotka ovat jättäytyneet yhteisvaluutan ulkopuolelle. Valitsemani ajanjakso sijoittuu globaalin finanssikriisin jälkeiseen aikaan, alkaen vuoden 2009 tammikuusta ja päättyen vuoden 2012 kesäkuun loppuun. Ajanjakson valintani perustuu tavoitteeseen tutkia mahdollisimman tuoretta aineistoa hyödyntäen valuuttariskiä finanssikriisin jälkeen mahdollisesti alkaneessa uudessa rahoitusmarkkinaregiimissä. Tarkasteluperiodin valinnan avulla pyrin myös saamaan käsityksen eurooppalaisin valuuttoihin sisältyvästä riskistä finanssikriisin jälkeisillä



rahoitusmarkkinoilla. Tutkin työssäni valuuttariskiä paitsi GBP-valuutan osalta, myös kahden pohjoismaisen valuutan osalta, joita ei ole tutkittu akateemisissa julkaisuissa yhtä laajalti.

Työni tarkoituksena on vertailla keskenään dynaamista ja staattista valuuttariskisuojausstrategiaa. Dynaaminen strategia perustuu ehdollisen volatiliteetti- ja korrelaatiomallien avulla muodostettuihin ajassa muuttuviin suojausteisiin. Perinteinen staattinen suojausstrategia perustuu ajan suhteen vakioina pysyviin suojausteisiin, jotka on muodostettu OLS-otosestimaatteja hyödyntäen. Työni toisena tarkoituksena, dynaamisen ja staattisen suojausstrategian vertailemisen lisäksi, on tarkastella valuuttariskisuojautumisen tarpeellisuutta sijoittajan näkökulmasta. Tarkastelen empiirisen analyysini tuloksia käyttämällä teoriaosiossa esittelemiäni perusteluja valuuttariskisuojauksen puolesta ja pyrin tekemään johtopäätöksiä riskisuojautumisen hyödyllisyydestä sijoitusportfolion tuoton ja riskin avulla.

Työni teoreettisessa osassa käsittelen riskienhallintaan liittyvää rahoituksen talousteoriaa ja esittelen käyttämieni ekonometristen mallien teoreettisen taustan ja rakenteen. Esittelen käyttämieni mallien estimointiprosessin sekä niiden hyödyntämisen ennustamisessa. Tämän lisäksi käsittelen mallien erityispiirteitä, jotka liittyvät niiden soveltamiseen rahoitusmarkkina-aineiston tapauksessa. Teoriaosassa esittelen myös valuuttariskienhallinnassa hyödyntämäni teoreettisen viitekehyksen, joka liittyy optimaalisen riskisuojauksen teoriaan. Teoriaosan viimeisessä kappaleessa esittelen eri valuuttariskisuojausstrategioiden avulla muodostettujen portfolioiden tuotto-riski suhteen vertailussa käyttämäni riskikorjatun tuoton tunnusluvut. Esittelen myös menetelmät portfolioiden välisten tuottoerojen tilastolliseksi testaamiseksi.

Työni empiirisessä osassa esittelen ja analysoin käyttämäni aineistoa ja esittelen ehdollisten volatiliteetti- ja korrelaatiomallien estimointitulokset. Tämän jälkeen sovellan estimoinnin tuloksia valuuttariskisuojaukseen muodostaen valuuttariskisuojaamattomasta sijoitusportfoliosta kaksi eri tavalla riskisuojaattua portfolioa kullekin käsittelemälleni osakeindeksille. Tämän jälkeen keskityn valuuttariskisuojaattujen portfolioiden analysointiin ja riskisuojauksen tehokkuuden arviointiin. Tarkastelen dynaamisen ja staattisen riskisuojausstrategian keskinäistä

paremmuutta ja valuuttariskisuojausten tehokkuutta työni teoriaosassa esittelemieni riskikorjatun tuoton mittaamiseen käytettyjen tunnuslukujen avulla sekä erilaisten riskilukujen avulla. Arvioin myös näiden tulosten tilastollista merkitsevyyttä tilastollisten testien avulla. Johtopäätöksissä esittelen työni empiirisen osion perusteella tekemäni johtopäätökset ja tarkastelen mahdollisia jatkotutkimusaiheita.

## **2 Ehdollisen volatiliteetin ja korrelaation mallintamisen ja valuuttariskisuojautumisen teoriaa**

### **2.1 Miksi suojautua valuuttariskiltä?**

Yksi rahoitusmarkkinoiden suurimmista trendeistä on jo vuosikymmenien ajan ollut jatkuva kansainvälistyminen, jonka markkinoiden vapautumiseen ja globalisaation liittyvät kehityspiirteet ovat mahdollistaneet. Kansainvälisillä rahoitusmarkkinoilla vaihdetaan monissa eri valuutoissa määriteltyjä rahoitusinstrumentteja, jotka mahdollistavat entistä laajemmin globaalien riskien hajauttamisen koko järjestelmän tasolla sekä myös yksittäisen sijoittajan näkökulmasta. Valuuttamarkkinoista onkin tullut tämän kehityksen myötä yhä volatiilimpi kauppapaikka, jossa kaupankäyntivolyymien kasvun myötä kilpailu on entistä kovempaa. Valuuttamarkkinat ovatkin tällä hetkellä maailman suurin ja likvidein pääomamarkkinoiden osa-alue, jolla on merkittävä rooli aina valtioiden kilpailukyvystä rahapoliittisiin päätöksiin saakka. Erityisesti valuuttamarkkinoilla markkinariskin mittaaminen on tärkeää sekä sijoituspäätösten että riskisuojaussovellusten näkökulmasta.

Valuuttariskiltä suojautumisella voidaan ajatella oleva monia erilaisia perusteluja. Yksittäisen sijoittajan näkökulmasta valuuttariskisuojauminen on tavoiteltavaa erityisesti riskienvalinnan näkökulmasta. Sijoittajan tavoitteena voi olla sijoittaminen moniin eri valuutoissa määriteltyihin varallisuuskohteisiin, jotta hänen olisi mahdollista hyötyä näiden instrumenttien tuomasta hajautushyödyistä. Kansainvälisesti sijoituksiaan hajauttava sijoittaja ei kuitenkaan ole ensisijaisesti kiinnostunut ottamaan valuuttariskiä. Paremminkin hän on kiinnostunut esimerkiksi yritysriskille altistumisesta ulkomaanvaluuttamääräisiä osakkeita omistamalla. Tällöin sijoittaja ei halua portfolionsa tuoton vaihtelevan valuuttakurssien liikkeistä johtuen. Tällaisissa tilanteissa on perusteltua käyttää erilaisia suojausstrategioita, joiden avulla on mahdollista suojautua valuuttariskiltä.

Valuuttamarkkinatuottojen osakemarkkinoita heikompi riskin ja tuoton suhde on nostettu usein tärkeimmäksi syyksi valuuttariskiltä suojautumiselle. Valuuttakurssien muutoksista johtuvilla arvonmuutoksilla voi olla suuri vaikutus sijoittajan portfolion

tuottoon volatilitettiin ollessa suurta, mutta niiden tuoton voidaan pitkällä aikavälillä ajatella olevan vaatimatonta verrattuna muihin varallisuuskohteisiin. Valuuttariskin kantamisen riskikorjattu tuotto onkin ollut pienempi kuin keskimääräinen ylituotto maailmanlaajuiseen osakeindeksiin sijoittamisesta osakemarkkinabeetan avulla mitattuna (Campbell, Medeiros & Viceira 2010, 88). Valuuttariskiltä suojautumisella tietyn valuutan suhteen on merkitystä erityisesti, mikäli sijoittajan omistaman kansainvälisesti hajautetun osakeportfolion ulkomaanvaluuttamääräinen osaketuotto yli riskittömän koron korreloi positiivisesti tämän valuuttakurssituoton kanssa<sup>2</sup>. Tällöin altistuminen kyseisen ulkomaanvaluutan tuomalle riskille lisää portfolion kokonaisriskiä, joten siltä suojautuminen on optimaalista portfolion kokonaisriskin näkökulmasta. (Campbell, Medeiros & Viceira 2010, 90)

Edellä kuvattu riskienvalinta on usein tärkeää myös sijoituspalveluyritysten näkökulmasta, jotka rakentavat erilaisia sijoitusportfolioita asiakkaiden tarpeisiin eli hoitavat instituutioasiakkaiden tai yksityishenkilöiden sijoitusomaisuutta. Usein monet sijoitusratkaisut, kuten rahastot tai muut sijoitustuotteet pyrkivät jo sijoitusstrategiansa mukaisesti keskittymään tiettyihin riskeihin sijoitustoiminnassaan. Esimerkiksi eurooppalaisille osakemarkkinoille sijoittava salkunhoitaja on ensisijaisesti kiinnostunut ottamaan eurooppalaisiin yrityksiin liittyvää osakeriskiä, eikä ole kiinnostunut valuuttariskin kantamisesta. Tällöin valuuttariskisuojaus tulee aiheelliseksi.

Vaikka tiettyä sijoitussalkkua hoitavan salkunhoitajan ottamat riskit eivät olisikaan tarkkaan ennalta määriteltyjä, on riskienvalinnalla laajemmassa mittakaavassa todella merkittävä rooli. Lähes kaikkeen globaaleilla sijoitusmarkkinoilla tapahtuvaan sijoitustoimintaan liittyvä valuuttariski voi ajoittain tuntua salkunhoitajan tai sijoittajan näkökulmasta riskiltä, jota hän ei halua kantaa. Tämä preferenssi voi perustua näkemykseen valuuttakurssien tulevasta kehityksestä, odotettuun tuotto-riski-suhteeseen tai sijoittajan/sijoittajien salkulleen asettamiin erityistarpeisiin. Nämä kaikki tekijät saattavat olla lisäksi ajassa muuttuvia. Erilaisten valuuttariskisuojausstrategioiden avulla on mahdollista muuttaa sijoitussalkun riskikoostumusta näiden preferenssien mukaisesti. Aktiivinen ja ajassa muuttuva riskienhallinta on juuri valuuttariskien

---

<sup>2</sup> Tämä on tilanne esimerkiksi jos osakkeiden ajatellaan olevan reaaliarallisuutta ja ulkomaanvaluuttaan liittyvä shokit johtuvat pääasiassa kotimaisesta inflaatiosta.

tapauksessa erityisen perusteltua, sillä valuuttamarkkinoiden transaktiokustannukset esimerkiksi valuuttafutuuriin tapauksessa ovat alhaiset muihin varallisuuskohteisiin verrattuna. Tämä johtuu erityisesti markkinoiden korkeasta volyyymistä ja hyvästä likviditeetistä.

Yksittäisten sijoittajien lisäksi valuuttariskisuojausautumisella on merkitystä myös erilaisille ulkomaanvaluuttamääräisiä varallisuuskohteita omistaville yrityksille. Pääomamarkkinoilla toimivien yritysten näkökulmasta valuuttariskisuojausautumisen houkuttelevuus ei kuitenkaan ole yhtä selvää kuin yksittäisen sijoittajan tapauksessa, sillä näiden yritysten omistuspohja on usein hajautunut monen omistajan kesken rahoitusmarkkinoiden kautta. Moderni rahoitusteoria lähtee ajatuksesta että tällaisen yrityksen harjoittama riskienhallinta on täydellisillä pääomamarkkinoilla toimivan ja voittoa maksimoivan yrityksen näkökulmasta tarpeetonta (Modigliani & Miller 1958). Yrityksen tavoitteena tulisi olla odotetun voiton (hyödyn) maksimointi, riskistä välittämättä, sillä yrityksen omistajat voivat pääomamarkkinoiden kautta hajauttaa omistamiinsa yrityksiin liittyvät yhtiökohtaiset riskit tehokkaasti. Kuitenkin postmodernin rahoitusteorian myötä myös riskienhallinta on alettu nähdä tarpeellisena myös pääomamarkkinoilla toimivien ja laajan omistuspohjan omaavien yritysten näkökulmasta.

Postmodernin rahoitusteorian perustelut riskienhallinnan tarpeellisuudelle yritysten näkökulmasta lähtevät ensisijaisesti pääomamarkkinoiden epätäydellisyyksistä. Yksi tärkeimmistä syistä riskienhallinnan tarpeellisuuteen yritysten kannalta on tuottavien investointien tekemiseen tarvittavan rahoituksen saatavuuden esteet, jotka liittyvät erityisesti asymmetriseen informaation mukanaan tuomiin ongelmiin. Modernin rahoitusteoria rakentaa oman johtopäätöksensä täydellisen informaation oletuksen varaan, jolloin mikään houkutteleva positiivisen nettonykyarvon sijoitusmahdollisuus ei jää ilman rahoitusta. Sijoittajien on mahdollista arvioida yritysten tekemien investointien kannattavuutta täydellisen informaation vallitessa, jolloin kaikki positiivisen nettonykyarvon omaavat investoinnit on mahdollista toteuttaa. Yrityksen arvo sen omistajille ei tällöin riipu sen rahoitustakenteesta. Postmoderni rahoitusteoria lähtee kuitenkin ajatuksesta että informaatio yritysten investointimahdollisuuksista ei ole täydellistä ja yritykset joutuvat tekemään valintoja investointien välillä, jotka

riippuvat rahoituksen saatavuudesta<sup>3</sup>.

Oman pääoman hankkiminen kannattavien investointien rahoittamiseksi on havaittua olevan hyvin vähäistä jopa läpinäkyvien ja aktiivisten osakemarkkinoiden (esim. Yhdysvallat) kohdalla. Tämä liittyy ensisijaisesti epäsymmetriseen informaatioon, sillä sijoittajien näkökulmasta yritysten arvoa on hankala määrittää tarkasti, huolimatta rahoitusmarkkinoille tarjottavasta monipuolisesta informaatiosta. Vaikka sijoittajat onnistuisivatkin arvostamaan yritysten ja niiden oman pääoman arvon keskimäärin oikein, on hankalaa tietää koska tämä arvo on liian korkea ja koska liian matala. Tällöin sijoittajat perustavat osakkeen arvonmäärityksensä osittain yrityksen markkinoille kertomaan informaation. (Myers & Majlyf 1984, 187). Hankkimalla oman pääoman rahoitusta, yritys lähettää signaalin, että sen oma pääoma on yliarvostettua ja että on houkuttelevaa rahoittaa uudet investoinnit tätä rahoituslähdetä käyttämällä. Koska sijoittajat tulkitsevat yrityksen oman pääoman hankinnan merkinä osakkeen yliarvostuksesta, osakkeen hinnalla on tapana laskea (Asquit & Mullins 1986, 61). Tästä syystä oman pääoman rahoituksen hankkiminen uusien investointien rahoittamiseksi on yritysten kannalta usein ongelmallista.

Toinen vaihtoehto uusien investointien rahoittamiseksi on vieraan pääoman ehtoinen rahoitus, joko julkisten markkinoiden tai pankkijärjestelmän kautta. Kuitenkin myös vieraan pääoman ehtoista rahoitusta käyttävä yritys kohtaa rajoitteita. Velkaantunut yritys vähentää mahdollisuuksiaan saada velkarahoitusta tulevaisuudessa, sillä vieraan pääoman ehtoisella sijoittajalla ei ole varmuutta käyttääkö yritys saamansa rahoituksen tuottaviin investointeihin vai vanhan velan poismaksuun. Velka lisää myös yrityksen riskipitoisuutta ja saattaa johtaa velkarahoituksen kallistumiseen tai ääritilanteissa jopa konkurssiin. Näiden pääomamarkkinoiden rahoitusrajoitteiden vuoksi yritysten rahoitusrakenteella voidaan katsoa olevan merkitystä niiden arvolle postmodernin rahoitusteorian näkökulmasta.

Yrityksen kannalta kaikkein houkuttelevin tapa rahoittaa uusia investointeja onkin aikaisempien investointien tuottama vapaa kassavirta eli omarahoitus. Tätä postmodernin rahoitusteorian johtopäätöstä eri rahoituslähteiden

---

<sup>3</sup> ks. esim. Myers (1977), Myers ja Majluf (1984) tai Myers (1984)

preferenssijärjestyksestä, kutsutaan nimellä pecking order -teoria (Myers & Majluf 1984). Tämän teorian pohjalta myös riskienhallinnalla on yrityksen toiminnassa erityinen rooli, sillä sen avulla voidaan varmistaa omarahoituksen riittävyys tuottaviin investointeihin tulevaisuudessa. Tuottavien investointien avulla on mahdollista maksimoida yrityksen arvoa oman pääoman sijoittajien eli omistajien näkökulmasta. (Froot, Scharfstein & Stein 1994) Erityisesti valuuttariski on yritysten tekemiin investointeihin liittyvä komponentti, jonka tuomat negatiiviset vaikutukset voivat olla potentiaalisesti merkittäviä, mutta jota ei ole investointien tuottavuuden kannalta ole useinkaan välttämätöntä kantaa. Yritysten tekemien investointien omistajille tuottama lisäarvo liittyy usein erityisosaamiseen tietyllä liiketoimintasektorilla, eikä niinkään investointien sisältämään valuuttariskiin. Tällöin valuuttariskien hallinnan voidaankin katsoa olevan houkuttelevaa paitsi yksittäisen sijoittajan myös pääomamarkkinoiden kautta laajasti omistettujen yrityksen näkökulmasta.

Tässä työssä tarkastelen valuuttariskiä erityisesti ulkomaanvaluutassa määräytyvän arvopaperisijoituksen avulla, jonka arvo noteerataan julkisilla arvopaperimarkkinoilla. Tällöin valuuttariski voidaan määritellä sijoittajan omistaman portfolion arvonmuutoksiksi, jotka johtuvat valuuttakurssin muutoksista. Sijoitusportfolioon sisältyvää riskiä mitataan ensisijaisesti hyödyntämällä portfolion keskihajontaa eli volatiliteettiä, joka kuvaa portfolion arvonmuutoksia tilastollisen tunnusluvun avulla. Valuuttariskiltä suojautumisen kannalta onkin oleellista portfolion volatiliteetin kontrollointi, jossa avainasemassa on portfolion sisältämien yksittäisten varallisuuskohteiden volatiliteetti sekä varallisuuskohteiden tuottojen välinen korrelaatio. Tuottojen volatiliteetti ja niiden välinen korrelaatio ovat usein ajassa muuttuvia ja työni tarkoituksena on hyödyntää ajassa muuttuvia volatiliteetti ja korrelaatioestimaatteja valuuttariskin hallinnassa.

Työssä käyttämieni valuuttariskisuojausstrategioiden tarkoituksena on hyödyntää johdannaisinstrumentteja valuuttariskin optimoinnissa. Tähän tarkoitukseen sopivia likvidejä instrumentteja ovat erityisesti valuuttafutuurisopimukset, joita hyödynnän tämän työn empiirisen osion riskisuojauksessa. Käytännössä ulkomaanvaluuttamääräistä rahoitusinstrumenttia omistavan sijoittajan on mahdollista suojautua valuuttariskiltä myymällä lyhyeksi tietty määrä kyseistä ulkomaanvaluuttaa vastaavaa futuurisopimusta.

Tämä futuurisopimus oikeuttaa sijoittajan ostamaan kyseistä ulkomaanvaluuttaa tietyssä ajanhetkenä tulevaisuudessa ennalta määrättyllä hinnalla. Sopimuksen arvo liikkuu vastakkaiseen suuntaan valuuttakurssin kanssa lyhyeksi myydessä. Tärkein tekijä valuuttariskisuojausstrategian käytännön toteuttamisessa onkin siis määrittää kuinka paljon sijoittajan tulisi myydä lyhyeksi kyseistä valuuttafutuurisopimusta, jotta hänen on mahdollista suojautua ulkomaanvaluuttamääräiseen sijoitukseen liittyvältä valuuttariskiltä. Tämän optimaalisen suojausasteen (engl. OHR; optimal hedging ratio) määrittämiseen tarvitaan estimaatit portfolion sisältämien yksittäisten varallisuuskohteiden odotetuista volatiliteeteista ja niiden tuottojen välisistä korrelaatioista. Näiden volatiliteetti- ja korrelaatioestimaattien määrittämiseen keskityn kahdessa seuraavassa kappaleessa, jonka jälkeen käsittelen niiden soveltamista valuuttariskinhallintaan.

## **2.2 Aikasarjan ehdollisen volatiliteetin mallintaminen**

Työssäni olen kiinnostunut aikasarjan ehdollisen volatiliteetin mallintamisesta, jonka teoreettiseen taustaan keskityn seuraavaksi. Volatiliteetin ekonometrinen mallintaminen on saanut alkunsa Englen (1982) esittelemästä ehdollisen volatiliteetin ARCH-mallista (engl. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), jonka jälkeen volatiliteetin mallintamisen ja ennustamisen kenttä on mennyt eteenpäin kiihtyvää tahtia. ARCH-mallien yleistyksiä on tämän jälkeen julkaistu paljon ja laajan empiirisen tutkimuksen pohjalta voidaan sanoa että ehdollista volatiliteettia, jota voidaan mallintaa ARCH-tyyppisillä malleilla, esiintyy lähes jokaisessa rahoitusmarkkinoihin liittyvässä tuottosarjassa (Engle 2002a). Työni keskittyy volatiliteetin mallintamisen osalta pääosin Englen alkuperäisen ARCH-mallin yleistettyyn muotoon eli GARCH-malliin (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Bollerslev 1986).

Merkitään kiinnostuksen kohteena olevaa aikasarjaa  $\{Y_t\}$ . Aikasarjan ehdollinen varianssi mittaa havaintoon  $Y_t$  liittyvää epävarmuutta, jolla se poikkeaa ehdollisesta keskiarvostaan  $E(Y_t|Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots)$ . Ehdollisen volatiliteetin estimointiin käytettävät mallit käsittelevät tällöin seuraavan periodin ehdollista volatiliteettia satunnaismuuttujana. Käytännössä ehdollista volatiliteettia löytyy erityisesti rahoitusaikasarjoista, joissa suuria hintavaihteluita seuraa usein korkeamman



volatiliteetin jaksot. Ehdollisen volatiliteetin estimointimallit mahdollistavat aikasarjan tulevan vaihtelun ennustamisen nykyisten ja menneiden arvojen perusteella. Työssäni mallinnan valuuttakurssifutuurin ja osakeindeksin hintojen muutoksia eli tuottoja. Käytän tuottolaskennassa logaritmisia tuottoja, jolloin rahoitusinstrumentin tuotto voidaan kirjoittaa muodossa

$$r_t = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}},$$

jossa  $u_i$  on jatkuva-aikainen tuotto ajanhetken  $t$  ja  $t-1$  välillä. Tuottosarjan varianssin harhaton estimaatti kyseisellä ajanjaksolle on

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{q-1} \sum_{i=1}^q (r_{t-i} - \bar{r})^2, \quad (2.1)$$

jossa  $q$  on havaintojen lukumäärä ja  $\bar{r}$  on havaintojoukon aritmeettinen keskiarvo. Hyödynnän työssäni aikasarjojen ehdollisten varianssien lisäksi otosvariansseja, jotka estimoitu kaavaa 2.1 hyödyntämällä.

Rahoitusinstrumenttien kuten valuuttakurssien tai osakeindeksien tuottoja voidaan usein kuvata nollakeskinä aikasarjoina, joissa tuottojen välillä ei esiinny autokorrelaatiota. Tällä tarkoitetaan aikasarjaa, jonka keskiarvo on nolla ja nykyisen ajanjakson tuotot eivät riipu edellisen ajanjakson tuotoista. Näistä valkoisen kohinan prosessille tyypillisistä ominaisuuksista huolimatta rahoitusaikasarjoissa esiintyy usein volatiliteetin kasautumista eli sarjan ehdollinen varianssi ei pysy vakiona. Volatiliteetin kasautumisella tarkoitetaan että isoja muutoksia (residuaaleja) seuraa uusi shokki eli suuri hintamuutos. Tällainen on tyypillistä esimerkiksi osakemarkkinatuotoille, joissa havaitaan sekä tavallista voimakkaamman että heikomman volatiliteetin jaksoja. Volatiliteetin kasautuminen on erityisen ilmeistä tarkasteltaessa päivä- tai viikkotason tuottoja. Yksi tapa mallintaa tällaisia aikasarjoja on käyttää mallia, jossa mallin residuaali varianssi riippuu sen menneistä arvoista. Tällöin aikasarjan mallintamiseen voidaan käyttää edellä mainittuja autoregressiivisen ehdollisen heteroskedastisuuden malleja, joissa ehdoton varianssi voi olla ajasta riippumaton vakio, mutta ehdollisen varianssin sallitaan riippuvan menneestä maailmantilasta. Englen (1982) esittelemä

ARCH-malli voidaan esittää muodossa

$$\sigma_t^2 = E\{\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}\} = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2, \quad (2.2)$$

missä  $\Omega_{t-1}$  kuvaa informaatiojoukkoa, joka tavallisesti sisältää termin  $\varepsilon_{t-1}$  ja sen historian. Yhtälössä 2.2 esitetty spesifikaatio on ARCH(1)-malli, jossa ajanjakson  $t$  varianssi riippuu edellisen ajanjakson residuaalista. Jotta varianssi olisi aidosti positiivinen, mallin täytyy täyttää ehdot  $\omega > 0$  ja  $\alpha \geq 0$ . Kun ajanjaksolla  $t-1$  tapahtuu iso muutos (shokki), on todennäköistä että virhetermi  $\varepsilon_t$  saa suuren absoluuttisen arvon. Tällöin termin  $\varepsilon_{t-1}^2$  arvo on suuri ja on todennäköistä että seuraavan residuaalin varianssi on myös suuri. Yhtälössä 2.2 neliöidyt residuaalit  $\varepsilon_t^2$  ja  $\varepsilon_{t-1}^2$  ovat keskenään autokorreloivia, mutta malli on stationaarinen. Virhetermin ehdoton varianssi on muotoa

$$\sigma^2 = E\{\varepsilon_t^2\} = \omega + \alpha E\{\varepsilon_{t-1}^2\}, \quad (2.3)$$

jolle on olemassa stationaarinen ratkaisu

$$\sigma^2 = \frac{\omega}{1-\alpha}, \quad (2.4)$$

ehdolla  $0 \leq \alpha < 1$ . Ehdollinen varianssi ei määritelmällisesti riipu ajanhetkestä ja sitä kutsutaankin usein mallin pitkän aikavälin varianssiksi. Malli on laajennettavissa sisältämään  $p$ -määrän neliöityjä residuaaleja, jolloin ARCH( $p$ )-malli voidaan kirjoittaa muodossa

$$\sigma^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_{t-1}^2, \quad (2.5)$$

missä  $L$  on viiveoperaattori. Jotta ehdollinen varianssi olisi aidosti positiivinen, muuttujien  $\omega$  ja  $\alpha(L)$  täytyy olla aidosti positiivisia ja prosessin stationaarisuuden takaamiseksi sen täytyy täyttää ehto  $\alpha(1) < 1$  (Bera & Higgins 1993, 137). Ajanjaksolla  $j$  tapahtuvan shokin vaikutus määräytyy mallissa termin  $\alpha_j$  perusteella. Shokit, jotka ovat tapahtuneet kauempana historiassa kuin periodilla  $q$  eivät vaikuta nykyisen varianssin estimaattiin kyseisessä mallissa.

Autoregressiivisen ehdollisen heteroskedastisuuden malleista on olemassa monia erilaisia yleistyksiä. Yksi käytetyimmistä yleistetyistä muodoista on Bollerslevin (1986) esittelemä GARCH-malli. Mallissa nykyisen periodin varianssi riippuu paitsi edellisen ajanjakson virhetermistä, myös edellisellä ajanjaksolla realisoituneesta varianssista. Kyseinen GARCH(p,q)-malli voidaan kirjoittaa muodossa

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_{t-1}^2 + \beta(L) \sigma_{t-1}^2 . \quad (2.6)$$

Käytännössä on todettu että tämän mallin yksinkertaisin mahdollinen spesifikaatio eli GARCH(1,1) on usein riittävä rahoitusmarkkinatuottojen mallintamiseen ja etenkin tulosten hyödyntämiseen käytännön sovelluksissa (Hansen ja Lunde, 2005). Hyödynnän kyseistä spesifikaatiota myös tässä työssä ja se voidaan esittää muodossa

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 , \quad (2.7)$$

jossa estimoitavat parametrit ovat  $\omega$ ,  $\alpha$  ja  $\beta$ . Jotta varianssi olisi aidosti positiivinen, myös estimoitavien parametrien tulee olla aidosti positiivisia. Määrittelemällä yllätykset neliöidyssä virhetermeissä yhtälöllä  $v_t \equiv \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$ , voi mallin kirjoittaa muodossa

$$\varepsilon_t^2 = \omega + (\alpha + \beta) \varepsilon_{t-1}^2 + v_t - \beta v_{t-1} , \quad (2.8)$$

josta nähdään että neliöity virhetermi on ARMA(1,1)-muotoa. Koska  $v_t$  on määritelmällisesti yllätystermi, on se korreloimaton yli ajan, mutta se omaa heteroskedastisuutta. Mallin stationaarisuus edellyttää että  $\alpha + \beta < 1$  ja arvot lähellä ykköstä merkitsevät että sarjan shokeilla on pitkäaikaiset vaikutukset ehdolliseen varianssiin. Mikäli termien summa on yksi, malli on epästationaarinen IGARCH-malli, jossa shokkien vaikutus jää pysyväksi (ks. Engle & Bollerslev 1986). Mallin stationaarisuuden ollessa voimassa (virhetermi ei sisällä autokorrelaatiota)  $E\{\varepsilon_{t-1}^2\} = E\{\sigma_t^2\} = \sigma^2$ , jolloin voimme kirjoittaa ehdottoman varianssin muodossa

$$\sigma^2 = \omega + \alpha \sigma^2 + \beta \sigma^2 \Leftrightarrow \sigma^2 = \frac{\omega}{1-\alpha-\beta} . \quad (2.9)$$

Myös GARCH-mallien tapauksessa ehdottoman varianssin voidaan ajatella kuvaavan

mallin pitkän aikavälin varianssitasoa. GARCH-mallin täytyy edellä esitettyjen ehtojen lisäksi toteuttaa myös tiukempia ehtoja, jotta sen neljäs momentti on määritelty. Näitä ehtoja en kuitenkaan esittele tässä tarkemmin, mutta joiden toteutumisen testaamiseen estimoinnin yhteydessä (ks. tarkemmin Ling & McAleer 2002).

Hyödynnän GARCH-mallia työssäni myös ennustamistarkoituksessa, joten on tarpeellista johtaa myös ennustamisessa käytetyt yhtälöt. Yhden askeleen ennuste GARCH(1,1)-mallille voidaan kirjoittaa muodossa

$$\sigma_{(t+1|t)}^2 = \sigma^2 + \alpha(\varepsilon_t^2 - \sigma^2) + \beta(\sigma_t^2 - \sigma^2), \quad (2.10)$$

missä  $\sigma_t^2 = \sigma^2 + \alpha \sum_{j=1}^{\infty} \beta^{j-1} (\varepsilon_{t-j}^2 - \sigma^2)$ . Ennuste  $h$ -ajanhetkelle voidaan kirjoittaa muodossa

$$\begin{aligned} \sigma_{(t+h|t)}^2 &= \sigma^2 + (\alpha + \beta)[\sigma_{(t+h-1|t)}^2 - \sigma^2] \\ &= \sigma^2 + (\alpha + \beta)^{h-1}[\alpha(\varepsilon_t^2 - \sigma^2) + \beta(\sigma_t^2 - \sigma^2)], \end{aligned} \quad (2.11)$$

josta näemme että ennuste konvergoituu kohti ehdotonta varianssia sitä hitaammin mitä suurempi termien  $\alpha$  ja  $\beta$  summa on. Tämän vuoksi mallin ehdotonta varianssitasoa kutsutaan myös pitkän aikavälin varianssitasoksi. (Verbeek 2006, 298 – 302)

Ehdollisen varianssien estimointiin on olemassa monia vaihtoehtoisia tapoja, joista tässä työssä keskityn suurimman uskottavuuden menetelmään (engl. ML; Maximum Likelihood), joka ovat laajalti käytössä oleva estimointimenetelmä. Suurimman uskottavuuden menetelmän tavoitteena on valita mallin parametrit siten että otoksen havaintojen esiintymistodennäköisyys maksimoituu. Tämän menetelmän avulla estimaatit mallin parametreille saadaan maksimoimalla uskottavuusfunktio, jonka muodostamisessa ratkaisevassa osassa on oletus estimoitavan prosessin ehdollisesta jakaumasta. Kaksi vaihtoehtoista tapaa suurimman uskottavuuden menetelmän estimointiin ovat QMLE (Quasi Maximum Likelihood Estimation) ja MLE (Maximum Likelihood Estimation), jotka poikkeavat toisistaan jakaumaoletuksien suhteen. QML-estimaatit on rakennettu olettamalla että estimoitavan prosessin ehdollinen jakauma noudattaa normaalijakaumaa. Vaikka tämä pitää harvoin paikkansa

rahoitusaikasarjojen tapauksessa, on osoitettu että mikäli prosessin ensimmäinen ja toinen momentti (odotusarvo ja varianssi) ovat oikein spesifioitu, menetelmä antaa harhattomat estimaatit, vaikka ehdollinen jakauma ei olisi normaalijakautunut (Bollerslev & Woolridge 1992). Estimaattien keskivirheet eivät tällöin kuitenkaan anna oikeaa kuvaa estimaattien luotettavuudesta, mutta niitä mahdollista korjata antamaan parempi kuvan estimaattien luotettavuudesta estimoimalla robustit keskivirheet, jotka on mahdollista estimoida harhattomasti (White 1982, 1 – 26). Tällöin kuitenkin voidaan osoittaa estimaattien olevien harhattomia.

Tässä työssä keskityn kuitenkin QML-estimoinnin sijaan ML-estimointiin, jossa pyritään spesifioimaan estimoitavan prosessin jakauma oikein jo uskottavuusfunktioita muodostettaessa. Tämän menetelmän on raportoitu tuottavan tehokkaampia estimaatteja tapauksessa, jossa estimoitavan prosessin jakauma ei noudata normaalijakaumaa. Vaikka QML-estimoinnin avulla on mahdollista estimoida mallin parametrit harhattomasti, on menetelmän tehokkuutta mahdollista parantaa spesifioimalla estimoitavan prosessin jakauma oikein. Potentiaalisia tehokkuushyötyjä on tällöin saatavissa, mikäli jakauma onnistutaan spesifioimaan todellisuutta vastaavalla tavalla (Diebold & Gunther 1998). Mikäli jakauman spesifioinnissa ei onnistuta, joudutaan tinkimään mahdollisesti estimaattien harhattomuudesta (Newey & Steigerwald, 1997).

Kuitenkin erityisesti rahoitusaikasarjojen tapauksessa on empiirisen tutkimuksen myötä kertynyt paljon tietoa jakauman oikeasta muodosta, jolloin mahdollisuudet oikeaan jakaumaspesifikaatioon ovat hyvät. Erityisen hyödyllinen jakauman oikea spesifointi on tilanteessa, jossa ehdollinen jakauma poikkeaa paljon normaalijakaumasta. On osoitettu että ehdollisen jakauman normaalisuusoletus heikentää estimoinnin tehokkuutta sitä enemmän mitä enemmän ehdollinen jakauma poikkeaa normaalijakaumasta (Engle & González-Rivera 1991). Näiden vaihtoehtoisen jakaumaoletuksen avulla on mahdollista ottaa huomioon rahoitusaikasarjojen jakaumassa esiintyvä positiivinen huipukkuus. Vaikka myös ehdollisen jakauman normaalioluetuksen tapauksessa ehdollisen volatilitietin mallit tuottavat paksuhäntäisen ehdottoman jakauman, se ei useinkaan riitä ottamaan huomioon empiirisen aineiston ehdollisen jakauman paksuhäntäisyyttä empiirisissä sovelluksissa. Tällöin normaalijakaumasta poikkeavien jakaumaoletusten käyttäminen uskottavuusfunktioita

muodostettaessa on tarpeellista.

Käytän työni mallien estimoinnissa normaalisti jakautuneen ehdollisen jakauman sijaan studentin t-jakaumaa, joka sopii rahoitusmarkkina-aineistojen estimointiin (Bollerslev 1987 ja Fiorentini, Sentana & Calzolari, 2003). Kirjoitetaan yhtälön odotusarvoyhtälö muodossa  $\varepsilon_t = z_t \sigma_t$ . Tällöin voidaan kirjoittaa estimoinnin yhteydessä maksimoitava uskottavuusfunktio studentin t-jakaumalle vapausasteilla  $\nu$  muodossa

$$L_{stud} = T \left[ \log \Gamma \left( \frac{\nu+1}{2} \right) - \log \Gamma \left( \frac{\nu}{2} \right) - \frac{1}{2} \log(\nu - 2) \right] - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T [\log h_t + (\nu + 1) \log(1 + \varepsilon_t^2 h_t^{-1} (\nu - 2)^{-1})], \quad (2.8)$$

missä  $\Gamma(\cdot)$  on gammafunktio (ks. Bollerslev 1987, 542 – 547). Symboli  $\nu$  kuvaa funktion vapausasteiden lukumäärää, joille on voimassa ehto  $2 < \nu \leq \infty$ . T kuvaa havaintojen lukumäärää. Tämä uskottavuusfunktio on symmetrinen odotusarvon suhteen ja sen avulla on mahdollista ottamaan huomioon tuottojakauman paksuhäntäisyys.

Käytän työssäni mallien estimointiin OxMetrics-ohjelman G@rch-analyysipakettia, joka hyödyntää suurimman uskottavuuden funktion maksimointiongelman ratkaisussa numeerisia menetelmiä, joista käytän työssäni BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb & Shanno) kvasi-newton menetelmää (Laurent & Peters 2002).

## 2.3 Aikasarjan ehdollisen korrelaation mallintaminen

Aikasarjojen korrelaatorakenteen mallintaminen on volatilitietin mallintamisen ohella keskeisessä osassa riskienhallintasovelluksissa ja on tärkeä parametri tässä työssä tarkastelemassani valuuttariskisuojaussovelluksessa. Esittelen tässä työni osassa aikasarjan ehdollisen korrelaatorakenteen estimoimiseen soveltuvan mallin, jota hyödynnän työni estimoinnin yhteydessä sekä valuuttariskisuojaussovelluksessa.

Aloitan korrelaatiomallien käsittelyn käsitteiden määrittelyllä ja tarkastelemalla otoskorrelaatioestimaatteja. Kahden muuttujan välinen korrelaatio määritellään

$$\rho_{X,Y} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{E[(X-\mu_X)(Y-\mu_Y)]}{\sigma_X \sigma_Y},$$

jossa  $\sigma_X$  ja  $\sigma_Y$  ovat muuttujien keskihajonnat ja  $\mu_X$  ja  $\mu_Y$  muuttujien odotusarvot. Otoksen autokorrelaation harhaton estimaatti voidaan kirjoittaa muodossa

$$\bar{\rho}_{X,Y} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{(n-1)s_X s_Y}, \quad (2.11)$$

missä  $\bar{x}$  ja  $\bar{y}$  ovat otoskeskiarvoja sekä  $s_X$  ja  $s_Y$  otoshajontoja. Käytän työni empiirisessä sovelluksessa myös otoskorrelaatioestimaatteja tavanomaisen riskisuojausstrategian yhteydessä, jolloin hyödynnän kaavaa 2.11 näiden estimoinnissa.

Työni tarkastelun kohteena ovat erityisesti ehdollisen korrelaation estimointiin liittyvät menetelmät, joissa on mahdollista hyödyntää aikaisemmassa kappaleessa esiteltyjä ehdollisen volatilitietin malleja. Ehdollisen korrelaation mallit ovat monimuuttujamalleja, sillä niiden estimoinnissa käytetään useita aikasarjoja. Aloitetaan monimuuttujamallien tarkastelu määrittelemällä stokastisten prosessien  $N \times 1$  ulotteinen vektori  $\{y_t\}$ , joka ehdollistetaan informaatiolle hetkellä  $t-1$ . Merkitään  $\theta$ :lla äärellistä parametrivektori, jolloin saadaan

$$y_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t, \quad (2.12)$$

missä  $\mu_t(\theta)$  on ehdollinen odotusarvovektori ja

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta)z_t, \quad (2.13)$$

missä  $H_t^{\frac{1}{2}}$  on  $N \times N$  -ulotteinen ja positiivisesti semidefiniitti matriisi. Oletetaan lisäksi että  $N \times 1$  -ulotteisella vektorilla  $z_t$  on seuraavat kaksi momenttia

$$\begin{aligned} E(z_t) &= 0 \\ \text{Var}(z_t) &= I_N, \end{aligned} \quad (2.14)$$

missä  $I_N$  on  $N$ -ulotteinen identiteettimatriisi. Lasketaan vielä  $y_t$ :n ehdollinen varianssimatriisi

$$Var(y_t|I_{t-1}) = Var_{t-1}(\varepsilon_t) = H_t^{1/2} Var_{t-1}(z_t)(H_t^{1/2})' = H_t. \quad (2.15)$$

Yhtälöstä 2.15 näemme että  $H_t^{1/2}$  on  $N \times N$ -ulotteinen ja positiivisesti semidefiniitti matriisi ja  $H_t$  on  $y_t$ :n ehdollinen varianssimatriisi. Sekä  $\mu_t$  että  $H_t$  riipuvat mallin tuntemattomasta parametrivektorista  $\theta$ , joka voidaan jakaa kahteen osaan; yksi  $\mu_t$ :lle ja toinen  $H_t$ :lle. (Bauwens & Laurent 2006) Monimuuttuja GARCH-mallien avulla pyritään mallintamaan tässä esitettyä ehdollista varianssimatriisia  $H_t$ . Näitä monimuuttujamalleja on olemassa useita erilaisia (ks. esim. Bauwens & Laurent 2006), mutta keskityn tässä työssä erityisesti CCC- (Constant Conditional Correlation) ja DCC-malleihin (Dynamic Conditional Correlation).

Käsittelimäni ehdollisen korrelaation mallit voidaan ajatella olevan epälineaarisia kombinaatioita yhden muuttujan malleista, joita käsitelin edellisessä kappaleessa. Tällöin on mahdollista spesifioida erikseen yksittäiset ehdollisen varianssin yhtälöt ja ehdolliset korrelaatiot näiden välillä. Ehdollisen varianssin yhtälöt voivat käytännössä olla mitä tahansa GARCH-muotoa, joka tekee malleista joustavia erilaisissa käytännön sovelluksissa. Käsitelen ensin CCC-mallia, jossa sarjojen välisiä ehdollisia korrelaatioita käsitellään vakioina, vaikka yksittäisten sarjojen varianssit ovat ajassa muuttuvia. (Bollerslev 1990) Tällöin ehdolliset korrelaatiot esitetään suhteessa vastaavien ehdollisten keskihajontojen tuloihin. Tämä rajoite vähentää tuntemattomien parametrien määrää ja yksinkertaistaa mallin estimointia. Bollerslevin CCC-malli voidaan esittää muodossa

$$H_t = D_t R D_t = (\rho_{i,j} \sqrt{h_{iit} h_{jjet}}), \quad (2.16)$$

missä yhtälön viimeinen esitystapa kuvaa matriisin ij-elementtejä ja

$$D_t = \text{diag}(h_{11t}^{1/2} \dots h_{NNt}^{1/2}). \quad (2.17)$$

Tässä  $h_{iit}$  voidaan määritellä minä tahansa yhden muuttuja GARCH-mallina ja



$R = (\rho_{ij})$  on symmetrinen ja positiivisesti semidefiniitti matriisi, jossa  $\rho_{ii} = 1, \forall i$ . Tässä mallissa matriisi  $R$  sisältää vakioiset ehdolliset korrelaatiot  $(\rho_{ij})$ . Mikäli mallin yksittäisten sarjojen varianssiyhtälöt on määritelty GARCH(1,1)-muodossa, jokainen ehdollinen varianssi matriisissa  $D_t$  voidaan kirjoittaa käyttäen yllä olevaa merkintätapaa muodossa

$$h_{iit} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}, i = 1, \dots, N, \quad (2.18)$$

joka on sama muoto jonka olen esittänyt aiemmin työssäni yhtälössä 2.7, mutta jonka merkintätapa on muutettu yhteensopivaksi monimuuttujamallien esitystavan kanssa. Tämä malli sisältää  $N(N + 5)/2$  -määrän parametreja ja on positiivisesti definiitti, jos kaikki ehdolliset varianssit ovat positiivisia ja  $R$  on positiivisesti definiitti. (Bauwens & Laurent 2006, 89 – 90)

Oletus aikasarjojen välisen korrelaatorakenteen vakioisuudesta on kuitenkin epärealistinen monissa käytännön sovelluksissa ja CCC-malli on mahdollista yleistää muotoon jossa ehdollinen korrelaatiomatriisi  $R$  riippuu ajasta (esim. Christodoulakis & Satchell 2002, Engle 2002b, Tse & Tsui 2002). Käytän tässä työssä Englen (2002b) esittelemää DCC-mallia, jossa  $R$  matriisi riippuu ajasta ja on muotoa

$$H_t = D_t R_t D_t, \quad (2.19)$$

missä  $D_t$  on määritelty kuten yhtälössä 2.17 ja  $h_{iit}$  voi olla määritelty minkä tahansa GARCH-mallin avulla sekä

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2} \dots q_{NN,t}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2} \dots q_{NN,t}^{-1/2}), \quad (2.20)$$

missä  $Q_t = (q_{ij,t})$  on  $N \times N$ -ulotteinen, symmetrinen ja positiivisesti semidefiniitti matriisi. Se voidaan esittää muodossa

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1}, \quad (2.21)$$

missä  $u_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_{iit}}$  ja  $\bar{Q}$  on  $u_t$ :n ehdoton  $N \times N$ -ulotteinen varianssimatriisi. Yhtälössä 2.21  $\alpha$  ja  $\beta$  ovat aidosti positiivisia parametreja, jotka toteuttavat ehdon  $\alpha + \beta < 1$ . Voimme esittää korrelaatioyhtälön Englen DCC-mallin ja kahden aikasarjan tapauksessa seuraavasti:

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12} + \alpha u_{1,t-1}u_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{((1-\alpha-\beta)\bar{q}_{11} + \alpha u_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1})((1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1})}, \quad (2.22)$$

joka on korrelaation yhtälö DCC(1,1)-mallin tapauksessa. Kun tarkastellaan yhtälön 2.21 esitysmuotoa, huomataan että se on kirjoitettu samassa muodossa kuin aikaisemmin esittelemäni GARCH(1,1)-malli ja muunnettu korrelaatiomatriisiksi. Tässä DCC-mallissa estimoitavat parametrit  $\alpha$  ja  $\beta$  ovat positiivisia vakioita, joten kaikki mahdolliset korrelaatiot noudattavat samaa dynamiikkaa. Tällöin usean sarjan samanaikainen mallintaminen ei välttämättä ole optimaalista. Tämä on kuitenkin välttämätöntä, jotta matriisi  $R_t$  täyttää positiivisen definiittisyyden vaatimuksen. (Bauwens & Laurent 2006, 90 – 91) Omassa empiirisessä sovelluksessani mallinnan vain kahden sarjan välistä korrelaatiota kerrallaan, joten tämä ominaisuus ei ole yhtä rajoittava kuin useamman yhtälön mallintamisen tapauksessa.

Käytän työssäni DCC-mallin parametrivektorin  $\theta$  estimointiin suurimman uskottavuuden menetelmää, jossa pyritään maksimoimaan jäljempänä esitetty uskottavuusfunktio parametrivektorin arvoja muuttamalla. Uskottavuusfunktio rakentuu oletukselle että mallin standardoidut residuaalit  $z_t$  ovat riippumattomia ja identtisesti jakautuneita (IID). Uskottavuusfunktion yhteydessä täytyy myös tehdä oletus mallin residuaalin kertymäfunktioista  $g(z_t(\theta)|\eta)$ , missä  $\eta$  on kiusaparametri. Ongelmana on maksimoida otosuskottavuusfunktio  $L_T(\theta, \eta)$ , T-määrälle havaintoja, suhteessa parametrivektoriin  $\zeta = (\theta, \eta)$ . Uskottavuusfunktio on lisäksi ratkaistava hyödyntäen aloitusarvoja  $\mu_0$  ja  $H_0$ , jolloin uskottavuusfunktio voidaan kirjoittaa muodossa

$$L_T(\zeta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | \zeta, I_{t-1}), \quad (2.23)$$

missä

$$f(y_t|\zeta, I_{t-1}) = |H_t|^{-1/2} g(H_t^{-1/2}(y_t - \mu_t|\eta)). \quad (2.24)$$

Tässä riippuvuus parametrivektorista välittyy termien  $\mu_t$  ja  $H_t$  kautta. Termi  $|H_t|^{-1/2}$  on jakobiaani, joka muodostuu residuaalien muuntamisesta havaittavaan muotoon. Yleisin estimoinnissa hyödynnetty kertymäfunktio myös monimuuttujamallien osalta on normaalijakauma. Kuten olen aikaisemmin ehdollisen volatilitteen mallien kohdalla nostanut esille, estimoitavien mallien residuaalien normalisuus hylätään usein käsiteltäessä päivä- tai viikkotason havaintoja. Rahoitusaikasarjojen jakauma on usein huipukkaampi kuin normaalijakauma, jolloin empiirinen jakauma sisältää normaalijakaumaa enemmän suuria ja pieniä havaintoja. Lisäksi tuottojen ehdoton jakauma on usein paksuhäntäisempi kuin malleissa hyödynnettävä ehdollinen normaalijakauma. Vaikka ehdollisten volatilitetti- ja korrelaatiomallien estimoinnissa hyödynnettävän normaalijakauman huipukkuus on ehdotonta normaalijakauma suurempi, se ei usein riitä vastaamaan empiirisessä aineistossa havaittavaan huipukkuuteen. (ks. tarkemmin Cryer & Chan 2008, 287 – 288) Normaalijakaumasta poikkeavien jakaumaspesifikaatioiden on todettu parantavan estimoinnin tehokkuutta erityisesti tiheysfunktioennustamisen saralla myös monimuuttujamallien tapauksessa (Diebold & Hahn 1999).

Luonnollinen vaihtoehto normaalijakauman hyödyntämisen sijaan on studentin t-jakauma, joka pienillä vapausasteilla on normaalijakaumaa paksuhäntäisempi ja pystyy näin vastaamaan rahoitusmarkkina-aineiston paksuhäntäisyyteen paremmin. Studentin t-jakauman tiheysfunktio voidaan kirjoittaa korrelaatiomallien merkintätapaa mukaillen muodossa

$$g(z_t|\theta, v) = \frac{\Gamma(\frac{v+N}{2})}{\Gamma(\frac{v}{2})[\pi(v-2)]^{N/2}} \left[1 + \frac{z_t' z_t}{v-2}\right]^{-(N+v)/2}, \quad (2.25)$$

missä  $\Gamma(\cdot)$  on gammafunktio. Jakaumalla on kahden normaalijakauman momentin lisäksi kolmas momentti eli huipukkuus. Kun jakauman vapausasteet  $v$  lähestyvät ääretöntä, niin jakauma lähestyy normaalijakaumaa. Vapausasteiden vähentyessä jakauman huipukkuus saa normaalijakaumaa suurempia arvoja. Jotta jakauman toinen momentti olisi määritelty, asetetaan vapausasteelle tavallisesti rajoite  $v > 2$ , jolloin  $H_t$

voidaan tulkita ehdolliseksi kovarianssimatriisiksi. Kaavassa 2.25 esitetystä muodossa  $\eta = v$ . Käyttämällä kaavaa 2.24 voidaan johtaa tiheysfunktio myös  $y_t$ :lle, studentin t-jakaumaa käyttäen.

Esittelemäni DCC-mallin hyviin puoliin kuuluu, että se on mahdollista estimoida kahdessa osassa. Engle ja Sheppard (2001) näyttävät että mallin uskottavuusfunktio voidaan kirjoittaa kahdessa osassa, joista toinen sisältää keskiarvo- ja volatilitteettiosien summan (riippuu parametrivektorista  $\theta_1^*$ ) ja toinen korrelaatio-osan summan (riippuu parametrivektorista  $\theta_2^*$ ). Ensimmäinen osa maksimoitavasta uskottavuusfunktioista voidaan kirjoittaa muodossa

$$QL_T(\theta_1^*) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N [\log(h_{iit}) + \frac{(y_{it} - \mu_{it})^2}{h_{iit}}] . \quad (2.26)$$

Toinen osa uskottavuusfunktioista voidaan kirjoittaa muodossa

$$QL_T(\theta_2^* | \theta_1^*) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log|R_t| + u_t' R_t^{-1} u_t) , \quad (2.27)$$

missä  $u_t = D_t^{-1}(y_t - \mu_t)$ . Uskottavuusfunktioiden 2.26 ja 2.27 summa sekä puolet neliöityjen standardoitujen residuaalien kokonaissummasta ( $\sum_t u_t' u_t / 2$ ) vastaa normaalijakaumaoletuksen avulla muodostettua uskottavuusfunktiota. Sama kaksivaiheinen estimointi voidaan suorittaa myös olettamalla estimoinnissa hyödynnettävän tiheysfunktion oleva studentin t-jakautunut, yhtälön 2.25 mukaisesti. (Bauwens & Laurent 2006, 96 – 99)

DCC-mallien estimoinnissa on mahdollista hyödyntää estimointia yksinkertaistavaa menetelmää, jossa otoksen ehdoton korrelaatio asetetaan yhtäsuureksi ehdollisen korrelaation kanssa (engl. correlation targeting) (Engle & Mezrich 1996). Tämä voidaan toteuttaa korvaamalla ehdoton varianssimatriisi  $\bar{Q}$  yhtälössä 2.21 otoksesta estimoiduilla variansseilla. Tällöin edellä kuvatussa kaksivaiheisesta estimointiprosessissa tulee itse asiassa kolmivaiheinen, kun siihen lisätään otosvariانسsivektorin estimointivaihe. (Bauwens & Laurent 2006, 100)

## 2.4 Optimaalinen valuuttariskiltä suojautuminen

Valuuttariskiltä suojautumiseen on olemassa monia vaihtoehtoisia tapoja, jotka vaihtelevat monimutkaisuudeltaan ja ominaisuuksiltaan. Valuuttariskisuojautumiseen on myös mahdollista käyttää monia erilaisia rahoitusinstrumentteja, mutta keskityn työssäni valuuttafutuurisopimusten avulla toteutettuun suojausstrategiaan. Tarkoitukseni on suojautua valuuttariskiltä, joka liittyy ulkomaanvaluuttamääräisen osakeportfolion omistamiseen. Tarkastelen asiaa euroalueella asuvan sijoittajan näkökulmasta eli valuuttariski määritellään ulkomaanvaluuttamääräisten osakeomistusten arvonmuutoksiksi, jotka johtuvat euron ja ulkomaanvaluutan välisen valuuttakurssin muutoksista.

Valuuttariskiltä voidaan suojautua omistamalla osakeportfolion lisäksi optimaalinen määrä lyhyeksimytyjä valuuttafutuurisopimuksia. Lyhyeksimytyksen valuuttakurssifutuurin hinta muuttuu vastakkaiseen suuntaan, kuin valuuttakurssin aiheuttamat muutokset euromääräisen sijoittajan osakeportfoliossa, mikäli korrelaatio futuurisopimuksen ja valuuttakurssin välillä on lähellä ykköstä. Valuuttafutuurisopimusten hintamuutokset korreloivat käytännössä voimakkaasti itse valuuttakurssinmuutosten kanssa, joten näiden avulla voidaan suojautua valuuttakurssimuutosten aiheuttamalta riskiltä. Olennaisin tekijä optimaalisen riskisuojausmuodostamisessa on määrittää lyhyeksimytysten valuuttafutuurisopimusten määrä suhteessa ulkomaanvaluuttamääräiseen osakeindeksiin. Käsittelen seuraavaksi optimaalisen lyhyeksimytysten valuuttafutuurisopimusten määrän eli optimaalisen suojausasteen määrittämistä sijoittajan hyödynmaksimointiongelman ratkaisemisen avulla.

Sijoittajan osakeportfolion ja lyhyeksimytysten valuuttafutuurisopimusten muodostaman portfolion tuottoa voidaan kuvata seuraavasti

$$x = s - bf, \quad (2.12)$$

missä  $s$  on osakeportfolion euromääräinen tuotto,  $f$  on futuurisopimuksen tuotto ja  $b$  futuurisopimusten yksikkömäärä. Oletetaan että sijoittajan hyötyfunktio koostuu

portfolion odotusarvosta ja varianssista seuraavasti

$$EU(x) = E(x) - \gamma \text{Var}(x) , \quad (2.13)$$

missä  $\gamma$  on sijoittajan riskinkaihtamiskerroin ( $\gamma > 0$ ). Tästä voidaan johtaa sijoittajan odotetun hyödyn maksimointiongelma sijoittamalla yhtälö 2.12 yhtälöön 2.12 kirjoittamalla auki portfolion varianssi

$$\max_b EU(x) = \max_b \{E(s) + bE(f) - \gamma[\sigma_s^2 + b^2 - 2b\sigma_{s,f}]\} , \quad (2.14)$$

missä vakio  $b$  kuvaa optimaalista valuuttafutuurisopimusten määrää portfoliossa. Optimaalinen futuurisopimusten määrä saadaan optimointiongelman ratkaisuna muotoon

$$b^* = \frac{E(f) + 2\gamma\sigma_{s,f}}{2\gamma\sigma_f^2} . \quad (2.15)$$

Jos valuuttafutuurin hintaa kuvaava satunnaisprosessi on valkoista kohinaa, voidaan sen tuoton odotusarvo tulkita nolllaksi eli  $E(f) = 0$ . Tällöin optimaalinen futuurisopimusten määrä voidaan sieventää muotoon

$$b^* = \frac{\sigma_{s,f}}{\sigma_f^2} = \frac{\sigma_s\sigma_{s,f}}{\sigma_f} . \quad (2.16)$$

Tässä optimiratkaisussa oletetaan että hyödynmaksimointiongelmassa esiintyvät parametrit pysyvät vakioina ajassa, joten saadaan ratkaisuksi staattinen suojausaste  $b^*$  (Kroner & Sultan 1993, 537).

Tässä työssä estimoin myös ajassa muuttuvia parametreja, joita hyödynnetään myös sijoittajan hyödynmaksimointiongelman ratkaisemisessa. Edellä esitetty optimaalinen suojausaste onkin muutettavissa ajassa muuttuvaan eli dynaamiseen muotoon. Tässä laajennuksessa voimme kuvata sijoittajan portfolion tuottoa ajanhetkellä  $t$  seuraavasti

$$x_t = s_t - b_{t'} f_t \quad t' < t . \quad (2.17)$$

Tässä sijoittajan portfolion tuotto ajanhetkellä  $t$  muodostuu osakeindeksin tuotosta ja  $b$  määrästä futuurisopimuksia, joka on valittu periodin alussa (hetkellä  $t'$ ). Tällöin sijoittajan maksimointiongelmassa esiintyvä hyöty on

$$E_t U(x_{t+1}) = E_t(x_{t+1}) - \gamma \sigma_t^2(x_{t+1}) . \quad (2.18)$$

Tässä muodossa riskiä mitataan tuoton ehdollisen varianssin avulla, joten odotusarvo- ja varianssioperaattoreita on merkitty alaindeksillä  $t$ . Odotusarvot ja varianssit on esitetty ehdollisena ajanhetkellä  $t$  käytössä olevan informaation suhteen. Tällöin sijoittajan hyödynmaksimointiongelman ratkaisuna saatava optimaalinen suojausaste ajanhetkellä  $t$  on

$$b^* = \frac{\sigma_{t(s_{t+1}, f_{t+1})}}{\sigma_t^2(f_{t+1})} . \quad (2.19)$$

Myös tässä ratkaisussa on oletettu valuuttafutuuriin odotettu tuotto nolllaksi, kuten yhtälössä 2.16. Yhtälössä 2.19 kuvattu optimaalinen dynaaminen suojausaste on samankaltainen kuin edellä esitetty staattinen suojausaste, sillä poikkeuksella että ehdolliset momentit korvaavat staattisen mallin vakioiset momentit. Tällöin myös suojausaste muuttuu ajassa, kun uutta tietoa saapuu markkinoille. Tulen työssäni käyttämään optimaalisen staattisen suojausasteen momenttiparametrien estimointiin OLS-menetelmää, jossa oletan tuottojen jakauman pysyvän vakiona ajan suhteen. (Kroner & Sultan 1993, 537 – 538) Dynaamisten suojausasteiden momenttien estimointiin tulen käyttämään ehdollisen volatilitietin ja korrelaation malleja, joita olen kappaleissa 2.2 ja 2.3 yksityiskohtaisesti kuvannut. Ehdollisten volatilitietin- ja korrelaatiomallien tapauksessa dynaamisen suojausasteen yhtälö on muotoa

$$\hat{b}_t^* = \frac{\hat{h}_{sf,t}}{\hat{h}_{ff,t}} , \quad (2.20)$$

jossa dynaamiset suojausasteet riippuvat aikasarjalle estimoiduista ehdollisista momenteista eli kovarianssiestimaatista  $\hat{h}_{sf,t}$  ja varianssiestimaatista  $\hat{h}_{ff,t}$ .

## 2.5 Valuuttariskisuojaus tehokkuuden mittaaminen

Valuuttariskisuojaus tehokkuuden mittaamiseen käytän työssäni riskikorjatun tuoton mittareita. Näiden mittareiden avulla pyrin arvioimaan onko valuuttariskisuojaus avulla onnistuttu parantamaan ulkomaanvaluuttamääräisen sijoituksen tuotto-riski-suhdetta. Näin pystyn tekemään johtopäätöksen, kannattaako valuuttariskiä kantaa vai onko sijoittajan kannalta parempi suojautua valuuttariskiltä staattisen tai dynaamisen strategian avulla. Pyrin myös vertailemaan dynaamisen ja staattisen riskisuojausstrategian keskinäistä paremmuutta näiden mittareiden avulla. Käytän työssäni kolmea riskikorjatun tuoton mittaria, jotka ovat Sharpen suhdeluku (engl. Sharpe ratio; SR), korjattu Sharpen suhdeluku (engl. Adjusted Sharpe Ratio; ASR) ja ehdollinen Sharpen suhdeluku (engl. Conditional Sharpe Ratio; CSR). Näiden riskikorjattujen tuottomittareiden lisäksi esittelen valuuttariskisuojaus tehokkuuden ja strategioiden keskinäisen paremmuuden vertailemiseen tarvittavan menetelmän, jonka avulla voidaan tehdä päätelmiä tulosten tilastollisesta merkitsevyydestä.

Käytän työssäni Sharpen suhdelukua, koska se on riskikorjatuista tuoton mittareista yksi käytetyimmistä ja tunnetuimmista. Sharpen suhdeluvun avulla mitataan sijoittajan saamien ylituottojen suhdetta riskiin. Ylituottoja mitataan varallisuuskohteen tuoton ja riskittömän korkokannan erotuksella ja riskiä varallisuuskohteen tuottojen keskihajonnan eli volatiliteetin avulla. Sharpen tunnusluku (Sharpe 1966) varallisuuskohteelle  $i$  voidaan esittää muodossa

$$SR_i = \frac{r_{ip} - r_{if}}{\sigma_i}, \quad (2.21)$$

missä  $r_{ip}$  on varallisuuskohteen tuotto,  $r_{if}$  riskitön korkokanta ja  $\sigma_i$  varallisuuskohteen tuoton volatiliteetti. Käytän työssäni riskittömänä korkokantana EKP:n laskemaan Eonia-korkokantaa, joka kuvaa eurooppalaisten pankkien päivän aikana antamien vakuudettomien lainojen keskimääräistä tuottotasoa. Tämä päivittäin julkaistava korkokanta on laajalti käytetty muun muassa johdannaissopimusten kohde-etuutena ja sopii maturiteetiltaan käyttämien päivätuottojen kanssa. Työssäni sovellan tätä suhdelukua portfolion riskikorjatun tuoton analysoimiseen.



Portfolion ylituotot (Sharpen suhdeluvun osoittaja) perustuvat työssäni ajassa muuttuvien portfolion tuottojen ja riskittömien korkojen erotuksen päivähavaintojen keskiarvoihin tutkittavalla ajanjaksolla. Käyttämäni volatilitteetit perustuvat työni empiirisessä osassa OLS-otosestimaatteihin. Kaavan 2.21 nimittäjässä, volatilitteettina käytetään varallisuuskohteen  $i$  keskihajontaa osoittajassa esiintyvän erotuksen keskihajonnan sijaan, koska modernin portfolioteorian oletusten mukaisesti riskittömän korkokannan volatilitteetti (riski) on nolla.

Edellä kuvattu Sharpen tunnusluku on mahdollista laskea myös vertaamalla analysoitavan varallisuuskohteen tai portfolion tuottoa riskittömän koron sijaan muuhun sovelluskohteen kannalta relevanttiin vertailukohtaan. Oman käytännön sovellukseni kannalta luonnollinen vertailukohta valuuttariskisuojusten portfolioiden osalta on riskisuojaamattoman portfolion tuotto. Tällöin kaavassa 2.21 esitetyn suhdeluvun osoittajassa käytetään riskisuojusten portfolion tuoton ja suojaamattoman tuoton erotuksen päivähavaintojen keskiarvoa ja nimittäjässä tämän erotuksen keskihajontaa. Nimittäjässä käytetään tässä tapauksessa erotuksen keskihajonnan otosestimaattia, koska sekä suojattu että suojaamaton portfolio sisältävät riskipitoisia varallisuuskohteita, eli niiden volatilitteetit poikkeavat nolasta. Tällöin vaihtoehtoisella tavalla laskettu Sharpen suhdeluku varallisuuskohteelle  $i$  saadaan muotoon

$$SR_i = \frac{r_{ip} - r_{ib}}{\sigma_d}, \quad (2.22)$$

jossa  $r_{ib}$  kuvaa kulloinkin käytettyä vertailutuottoa (benchmark) ja  $\sigma_d$  kuvaa osoittajassa olevan erotuksen keskihajonnan otosestimaattia. (Sharpe 1994, 50 – 52)

Tällä tavoin laskettua suhdelukua on mahdollista hyödyntää myös tilastollisessa testaamisessa. Kertomalla kaavan 2.22 avulla laskettu suhdeluku otoskoon neliöjuurella saadaan t-testisuureen arvo, jonka avulla on mahdollista tehdä johtopäätöksiä kaavan osoittajassa olevan tuottoeron tilastollisesta merkitsevyydestä. Lasken kaavan 2.22 avulla työssäni suhdelukuja, joissa vertaan kahdella eri valuuttariskisuojausstrategialla muodostettujen portfolioiden tuottoja suojaamattoman portfolion tuottoon. Tällöin käytän kaavana 2.22 osoittajassa suojatun ja suojaamattoman portfolion tuottoeron ajanjakson keskiarvoa ja nimittäjässä tämän tuottoeron keskihajonnan otosestimaattia.

Vertaan myös dynaamisen ja staattisen suojausstrategian keskinäistä paremmuutta testaamalla näiden suojausstrategioiden tuottoeron tilastollista merkitsevyyttä. Tällöin käytän kaavan 2.22 osoittajassa dynaamisen ja staattisen strategian tuottoeron ajanjankon keskiarvoa ja nimittäjässä tämän tuottoeron keskihajontaa. Käytän omassa analyysissäni sekä tuottojen että niiden keskihajontojen annualisoituja muotoja, joissa oletan vuodessa olevan 252 kauppapäivää. Tällöin voin tehdä päätelmiä, paitsi valuuttariskisuojusten ja suojaamattomien tuottoerojen tilastollisesta merkitsevyydestä, myös dynaamisen ja staattisen suojausstrategian tuottoeron tilastollisesta merkitsevyydestä. Näiden tulosten perusteella voin arvioida yleisellä tasolla valuuttariskisuojusten hyödyllisyyttä sekä käyttämäni suojausstrategioiden keskinäistä paremmuutta.

Sharpen suhdeluku perustuu moderniin portfolioteoriaan, jossa sijoittajan optimaalisen portfolion valintaprosessi perustuu tämän suhdeluvun maksimointiin. (Markowitz 1952) Sharpen suhdeluvussa sijoittajan portfolion tuoton riskiä mitataan volatiliteetin avulla, jolloin oletetaan implisiittisesti että tuottojakauma noudattaa normaalijakaumaa. Kuten aikaisemmin työssäni olen nostanut esille, monet varallisuuskohteiden tuottojakaumat poikkeavat normaalijakaumasta erityisesti huipukkuuden ja vinouden suhteen. Tästä johtuen onkin esitetty Sharpen suhdeluvun korjaamista näiden ominaisuuksien huomioonottamiseksi. Korjattu Sharpen tunnusluku varallisuuskohteelle i voidaan esittää muodossa

$$ASR_i = SR_i \left[ 1 + \left( \frac{S}{6} \right) SR_i - \left( \frac{E}{24} \right) SR_i^2 \right], \quad (2.23)$$

missä S on tuottojakauman vinous ja E tuottojakauman huipukkuus. (Pezier & White 2006, 15) Hyödynnän työni empiirisessä osassa korjatun Sharpen suhdeluvun laskemiseen huipukkuuden ja vinouden otosestimaatteja. Korjattu Sharpen suhdeluku on johdettu odotetun hyödyn Taylorin sarjakehitelmän avulla ja eksponentiaalisen hyötyfunktion oletusta hyödyntämällä. Korjattu Sharpen suhdeluku huomioi että sijoittaja suosii positiivista vinoutta ja negatiivista huipukkuutta<sup>4</sup>. Voimme nähdä tämän

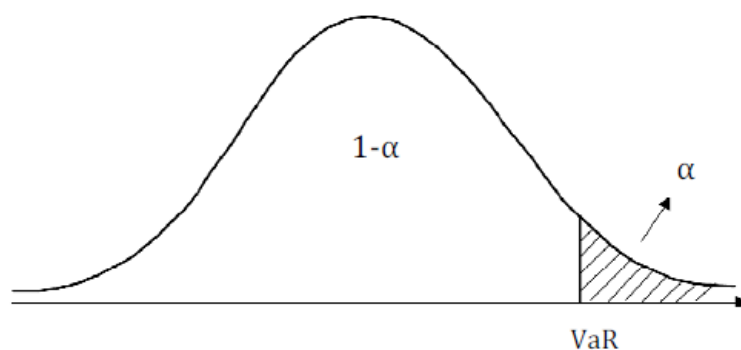
---

<sup>4</sup> Yksityiskohtainen todistus sijoittajan suhtautumisesta tuottojakauman huipukkuuteen ja vinouteen, ks. Scott ja Horvath, 1980.

yhtälöstä 2.23, joka sisältää termit jotka rankaisevat huipukkuudesta ja negatiivisesta vinoudesta. Jos sekä vinous että huipukkuus ovat yhtäsuuria kuin normaalijakaumassa, saa suhdeluku samoja arvoja kuin perinteinen Sharpen suhdeluku.

Kolmantena riskikorjatun tuoton mittarina käytän työssä ehdollista Sharpen suhdelukua, jonka laskemisessa hyödynnetään CVaR-riskimittaria eli ehdollista Value-at-Risk (VaR) tunnuslukua. Aloitan suhdelukuun liittyvän teoreettisen taustan hahmottelemisen VaR-luvun teoreettisella taustalla, sillä sen ymmärtäminen välttämätöntä CVaR-luvun käsittelemiseksi. VaR-tunnusluku mittaa tuottojakauman odotettua maksimitappiota tietyllä ajanjaksolla ja määritellyllä riskitasolla. Jos 10-päivän VaR 0,05 % riskitasolla on 10 %, tarkoittaa se että maksimitappio seuraavan kymmenen päivän aikana ei ylitä 10 prosenttia, 95 prosentissa tapauksista (95 prosentin todennäköisyydellä). VaR-luku on myös mahdollista, ja usein havainnollistakin, esittää rahamääräisenä, jolloin kerrotaan VaR-luku portfolion rahamääräisellä arvolla.

VaR-luku on mahdollista johtaa sekä käyttämällä tiettyä jakaumaoletusta tai laskemalla empiirisesti realisoituneiden tuottohavaintojen avulla. Tässä työssä en tee VaR-lukujen osalta jakaumaoletuksia, vaan hyödynnän analyysissäni empiiristä VaR-lukua. Tällöin tietyllä ajanjaksolla realisoituneiden tuottojen VaR lasketaan järjestämällä havainnot suuruusjärjestykseen, jolloin otoksen VaR-luku on realisaatio, jonka järjestysluku on  $[(1 - \alpha) * N]$ . Tässä  $\alpha$  on valittu riskitaso ja  $N$  otoksen koko. Esimerkiksi järjestettäessä sadan havainnon otos laskevaan järjestykseen, on VaR-luku 5 % riskitasolla 95. havainto järjestetystä otoksesta. Value-at-Risk -luvun tulkintaa voidaan havainnollistaa graafisesti Kuvan 1 avulla.



Kuva 1. Tappion tiheysfunktio ja VaR-luku

Kuvassa 1 viivoitettu alue kuvaa tappion tiheysfunktion oikeaa häntää, joka realisoituu esimerkiksi 5 prosentin riskitasolla, 5 prosentissa tapauksista. Yksityiskohtaisemmin Value-at-Risk kehikkoa on kuvattu esimerkiksi teoksessa Jorion (2006).

Seuraavaksi käsittelen tarkemmin ehdollisessa Sharpen suhdeluvussa käytettävää ehdollista VaR-lukua (CVaR). Ehdollisen VaR-mittarin käyttöönotto on perusteltua, koska tavanomainen VaR-luku ei ota huomioon tappioita, jotka tapahtuvat pienemmällä todennäköisyydellä kuin valittu riskitaso. Ehdollista VaR-lukua laskettaessa otetaan huomioon vain tappiot, jotka ylittävät määritellyn VaR-tason. Jos määrittelemme VaR-luvun kuvaavan odotettua maksimitappiota tapauksissa joiden esiintymistodennäköisyys on  $100 * (1 - \alpha)$  prosenttia, niin CVaR kuvaa keskimääräistä tappiota tilanteissa, joiden esiintymistodennäköisyys on  $100\alpha$ .

Kuten VaR-luku myös CVaR-luku voidaan laskea empiirisistä havainnoista tai käyttämällä tiettyä jakaumaoletusta. Käytän työssäni myös CVaR-lukujen laskemiseen realisoituneista havaintoja. CVaR on hyödyllinen riskiluku myös sen vuoksi, että sen on näytetty toteuttavan yleisesti hyväksytyt Artznerin (1997) esittelemät hyvän riskiluvun aksioomat (ks. Acerbi & Tasche 2002). Tällöin käyttämällä CVaR-tunnuslukua, voimme korjata VaR-luvussa esiintyvät puutteet. CVaR-tunnusluvun avulla on myös mahdollista keskittyä pelkästään negatiivisiin tuottoihin, varianssin mittaaman tuoton vaihtelun sijaan, joka ottaa huomioon tuoton vaihtelut myös positiiviseen suuntaan. Tämä on hyvä ominaisuus, koska empiirisesti on todettu sijoittajien arvottavan positiivisia ja negatiivisia tuottoja eri tavoin. (ks. esim. Kahnemann & Tversky 1979) Voimme yhdistää CVaR-luvun perinteiseen Sharpen suhdelukuun, jolloin saamme ehdollisen Sharpen suhdeluvun muotoon

$$CSR_i = \frac{r_{ip} - r_{if}}{CVaR_i}, \quad (2.24)$$

missä nimittäjässä esiintyvä termi kuvaa CVaR-lukua kyseisellä ajanjaksolla. (Agarwal & Naik 2004) Tämän ehdollisen Sharpen suhdeluvun avulla on mahdollista ottaa huomioon sekä tuottojakauman ei-normaalisuus että sijoittajan asymmetriset preferenssit tuottojen ja tappioiden suhteen. Jakauman ei-normaalisuus otetaan

huomioon käyttämällä CVaR-luvun laskemiseen empiirisiä havaintoja, jolloin ei ole tarvetta erillisille jakaumaoletuksille. Keskittymällä pelkästään tappioihin, joista sijoittaja on ensisijaisesti kiinnostunut, suhdeluku ei myöskään rankaise portfolioon sisältyvistä positiivisista vaihteluista.

### **3 Ehdolliset volatiliteetti- ja korrelaatiomallit ja valuuttariskisuojaus**

#### **3.1 Aineiston kuvaus**

Työni tarkoituksena on kuvata ulkomaanvaluuttamääräiseen osakesijoitukseen liittyvää valuuttariskiä ja siltä suojautumista. Olen valinnut työni tarkastelukohteeksi Ruotsin, Norjan ja Iso-Britannian laajat osakeindeksit sekä näiden maiden valuuttoja vastaavien valuuttakurssien ja valuuttakurssifutuurien aikasarjat. Osakeindeksiksi olen Ruotsin osalta valinnut indeksin nimeltä SBX (OMX Stockholm Benchmark Index), joka on Tukholman pörssin tuottoja kuvaava kokonaistuottoindeksi<sup>5</sup>. Norjan osakemarkkinoiden tuottoa kuvaan OSEBX-indeksin avulla (Oslo Stock Exchange Benchmark Index), joka on myös kokonaistuottoindeksi. Iso-Britannian osakemarkkinoiden tuottoa kuvaan TUKXG-indeksin avulla (FTSE 100 Total Return Index GBP), joka on myös kokonaistuottoindeksi. Kaikki indeksit ovat kohdemaan kotimaanvaluuttamääräisiä eli Ruotsin, Norja ja Iso-Britannia osalta määritelty valuutoissa SEK, NOK ja GBP vastaavasti.

Nämä ulkomaanvaluuttamääräiset indeksituotot on muutettu analyysiä ja mallintamista varten euromääräisiksi käyttämällä päivittäistä osto- ja myyntikurssin välistä keskiarvoa. Nämä kolme muuttujaa ovat nimeltään  $r.SBX\_EUR$ ,  $r.OSEBX\_EUR$  ja  $r.TUKXG\_EUR$ , vastaavassa järjestyksessä. Aineistoni sisältää näin ollen myös aikasarjat päivittäisistä keskikursseista kunkin valuutan kohdalla eli aikasarjat valuuttapareille EUR/SEK, EUR/NOK ja EUR/GBP, jotka on myös muutettu tuottosarjoiksi logaritmista tuotonlaskentaa käyttämällä. Näiden aikasarjojen nimet ovat  $r.SEKEUR$ ,  $r.NOKEUR$  ja  $r.GBPEUR$  vastaavasti. Aineistoni sisältää edellä kuvattujen aikasarjojen päivähavainnot tammikuusta 2009 aina kesäkuun 2012 loppuun asti (2.1.2009 – 29.6.2012).

Osakeindeksi ja valuuttakurssiaikasarjojen lisäksi aineistooni kuuluu kolme valuuttafutuuriaikasarjaa. Valuuttafutuurisopimuksina käytän CME:ssä (Chicago Mercantile Exchange) noteerattavia sopimuksia, joiden maturiteetti on puoli vuotta.

---

<sup>5</sup> Indeksi sisältää sekä osakkeiden hinnanmuutokset että yhtiöiden maksamat osingot

Sopimuksen myyjä (lyhyt positio) sitoutuu toimittamaan kyseessä olevaa ulkomaanvaluuttaa puolen vuoden kuluttua sopimuksen ostajalle (pitkä positio) ennalta määrättyyn hintaan. Näiden vakioitujen johdannaissopimusten eräpäivät ovat neljästi vuodessa; maaliskuussa, kesäkuussa, syyskuussa ja joulukuussa. Tarkaksi päiväksi on määritelty kyseisen kuukauden kolmannen keskiviikon jälkeen tuleva toinen kauppapäivä.<sup>6</sup> Tästä syystä yhteen sopimukseen liittyvä aikasarja ei ole jatkuva pitkällä aikavälillä, eikä myöskään maturiteetin jatkuvasta lyhentymisestä johtuen sopiva tarkoitukseeni sellaisenaan.

Olen tehnyt futuurisopimusaikasarjoista jatkuvia ottamalla hintasarjaan mukaan aina seuraavaksi erääntyvän sopimuksen hinnan ja vaihtamalla tämän sopimuksen taas seuraavaan lähimpään sopimukseen, kun kyseisen sopimuksen erääntymiseen on kymmenen päivää aikaa. Muokattu hintasarja on tämän jälkeen muutettu logaritmoiduksi tuottosarjaksi. Tämä tarkoittaa, että sopimuksen erääntymispäivä on maksimissaan kuuden kuukauden ja kymmenen päivän päässä ja minimissään kolmen kuukauden ja kymmenen päivän päässä. Tämä vastaa suojausstrategiaa, jossa suojaukseen käytetään lähintä futuurisopimusta, joka vaihdetaan maturiteetiltaan seuraavaan sopimukseen 10 päivään ennen nykyisen sopimuksen erääntymistä (engl. roll-over strategy). Vaihtamalla sopimus uuteen ennen sen erääntymistä voidaan välttää sopimuksen alhaisen likviditeetin tuomat voimakkaammat hintavaikutukset ja heikompi korrelaatio itse valuuttakurssin kanssa lähellä sen erääntymistä. (Malo & Kanto 2005, 10)

Käytän työssäni lähintä futuurisopimusta valuuttariskiltä suojautumiseen, koska sen on aiemmissa tutkimuksissa todettu sopivan valuuttakurssien kohdalla tähän tarkoitukseen paremmin kuin maturiteetiltaan pidemmät sopimukset (ks. esim. Chang, González-Serrano & Jiménez-Martín 2012). Tämä johtuu erityisesti lähimmän futuurisopimuksen muita sopimuksia suuremmasta korrelaatiosta itse valuuttakurssin kanssa. Valuuttafutuurisopimusten tuottosarjat kolmen käyttämäni valuutan osalta on nimetty SEK-, NOK ja GBP-valuuttojen osalta r.SEKEURFUT, r.NOKEURFUT ja r.GBPEURFUT vastaavasti.

---

<sup>6</sup> Lisätietoa valuuttafutuurituotteiden ominaisuuksista: <http://www.cmegroup.com/trading/fx/>

Käyttämäni aineiston tilastollisten ominaisuuksien kuvailu on nähtävissä Taulukossa 1. Taulukossa on kuvattuna kunkin aikasarjan annualisoitu tuotto ja keskihajonta sekä jakauman vinous ja huipukkuus. Aikasarjojen jakauman osalta on nähtävissä selkeää poikkeamaa normaalisuudesta sekä vinouden ja huipukkuuden osalta, kaikkien paitsi GBP-valuutan ja valuuttafutuurin osalta. Jakauman normaalisuutta on testattu Jarque-Bera testin (Jarque & Bera 1987) avulla, joka hylkää jakauman normaalisuuden (nollahypoteesi) 1 % riskitasolla kaikkien aikasarjojen paitsi GBP-valuutan ja vastaavan futuurin kohdalla. Normaalijakaumasta poikkeavien aikasarjojen kohdalla on havaittavissa negatiivista vinoutta. Tällöin jakauman vasen puoli on ns. ”pitkähäntäinen” eli otoksessa on mukana myös suuria negatiivisia tuottoja. Tämä sopii hyvin rahoitusaikasarjojen piirteisiin, joissa on tyypillistä havaita enemmän normaalisuudesta poikkeavia negatiivisia tuottoja.

Normaalisuudesta poikkeavien aikasarjojen osalta on huomattavissa selvää positiivista huipukkuutta eli jakaumassa on havaittavissa ”paksuhäntäisyyttä” ja tuotot ovat keskittyneet normaalijakaumaa tiiviimmin mediaanin lähelle. Tämä tarkoittaa että otoksessa on mukana paljon normaalijakaumalle epätyypillisiä suuria positiivisia ja negatiivisia tuottoja. Myös tämä havainto sopii hyvin rahoitusmarkkina-aineistojen tyypillisiin piirteisiin. Ainoina poikkeuksina tässä joukossa ovat GBP-valuutan ja vastaavan futuurin aikasarjat, joiden jakaumia voidaan kuvata likimain normaaleiksi.



	r.SEKUR	r.SEKURFUT	r.NOKEUR	r.NOKEURFUT	r.GBPEUR	r.GBPEURFUT	r.SBX_EUR	r.OSEBX_EUR	r.TUKKG_EUR
Tuotto, p.a.	6,41 %	6,36 %	7,30 %	7,30 %	4,88 %	4,86 %	9,48 %	9,76 %	5,52 %
Keskihajonta, p.a.	9,49 %	9,28 %	8,82 %	9,03 %	9,87 %	9,70 %	22,54 %	25,75 %	23,62 %
Vinous	-0,41	-0,36	-0,58	-0,25	0,13	0,05	-0,18	-0,25	-0,12
Huipukkuus	2,23	1,58	2,57	2,82	0,23	0,17	1,74	1,44	0,69
Jarque-Bera testisuure	<b>175,28</b>	<b>93,72</b>	<b>248,37</b>	<b>255,91</b>	3,76	1,19	<b>98,05</b>	<b>72,88</b>	<b>16,59</b>
<i>p-arvo</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,15	0,55	0,00	0,00	0,00
Box-Pierce -testi raakadatalle (viive=5)	<b>6,65</b>	<b>5,44</b>	<b>11,52</b>	<b>10,99</b>	<b>5,79</b>	<b>7,16</b>	<b>10,29</b>	<b>7,69</b>	<b>0,97</b>
<i>p-arvo</i>	0,25	0,36	0,04	0,05	0,33	0,21	0,07	0,17	0,96
Box-Pierce -testi raakadatalle (viive=10)	<b>9,28</b>	<b>6,52</b>	<b>13,75</b>	<b>12,54</b>	<b>8,80</b>	<b>10,42</b>	<b>17,76</b>	<b>19,20</b>	<b>4,15</b>
<i>p-arvo</i>	0,51	0,77	0,18	0,25	0,55	0,40	0,06	0,04	0,94
Box-Pierce -testi neliöidylle sarjalle (viive=5)	22,89	65,62	57,60	77,59	<b>10,45</b>	<b>7,45</b>	123,32	65,66	60,02
<i>p-arvo</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,06	0,19	0,00	0,00	0,00
Box-Pierce -testi neliöidylle sarjalle (viive=10)	68,96	100,14	67,22	107,55	<b>15,37</b>	<b>13,98</b>	204,63	91,60	29,68
<i>p-arvo</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,12	0,17	0,00	0,00	0,00
ARCH-LM -testisuure (viive=2)	6,36	15,12	19,92	16,43	<b>1,51</b>	<b>1,23</b>	19,38	11,48	13,78
<i>p-arvo</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,22	0,29	0,00	0,00	0,00
ARCH-LM -testisuure (viive=5)	3,88	7,78	8,98	10,93	<b>1,88</b>	<b>1,45</b>	16,78	9,40	10,31
<i>p-arvo</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	0,20	0,00	0,00	0,00
ARCH-LM -testisuure (viive=10)	5,56	6,75	4,79	6,75	<b>1,33</b>	<b>1,33</b>	10,86	5,72	6,05
<i>p-arvo</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,21	0,21	0,00	0,00	0,00
Runs testin testisuure	-0,03	-0,62	1,13	0,75	-0,30	0,51	2,27	1,37	1,06
<i>p-arvo</i>	0,97	0,53	0,26	0,46	0,76	0,61	0,02	0,17	0,29

*Taulukko 1. Aineistoa kuvailevien tunnuslukuja ja testisuureita*

Taulukossa 1 on myös esitetty Box-Pierce testisuure, joka testaa sarjassa esiintyvää autokorrelaatiota eli peräkkäisten havaintojen välistä korrelaatiota (Box & Pierce, 1970). Testin nollahypoteesi on: ”ei autokorrelaatiota” ja testi on tässä esitetty ensimmäisen 5 ja 10 viiveen suhteen. Taulukossa on esitetty kyseinen testisuure sekä aikasarjan havainnoille että neliöön korotetuille havainnoille. Neliöön korotettujen havaintojen perusteella voimme päätellä esiintyykö aikasarjan peräkkäisten

keskihajontojen välillä autokorrelaatiota eli volatilitietin kasautumista. Tuloksien perusteella nollahypoteesia ei voida hylätä käyttäessä 5 prosentin riskitasoa (lukuun ottamatta NOK-valuutan aikasarjaa, jossa nollahypoteesi hylätään vain marginaalisesti), joten voidaan todeta että aikasarjojen peräkkäisten havaintojen välillä ei esiinny autokorrelaatiota. Tämä tulos on yhteensopiva tyypillisten rahoitusmarkkina-aineistojen piirteiden kanssa ja tästä voidaan päätellä että edellisen periodin tuotto ei auta ennustamaan seuraavan periodin tuottoa. Tällöin on perusteltua käyttää valkoisen kohinan prosessia tuottojen odotusarvoyhtälön mallintamisessa.

Kun tarkastelemme saman testin tuloksia neliöityjen sarjojen havaintojen osalta, näemme että kaikkien paitsi GBP-valuutan ja vastaavan futuurin aikasarjojen osalta on havaittavissa 1 % riskitasolla merkitsevää autokorrelaatiota. Tämä kertoo aikasarjojen kohdalla volatilitietin kasautumisesta. Tämä havainto sopii yhteen tyypillisten rahoitusaikasarjojen ominaisuuksien kanssa ja tämän perusteella voidaan päätellä että on aiheellista käyttää aikasarjan estimoimiseen ehdollisen volatilitietin malleja. Poikkeuksen tähän kuitenkin tekevät GBP-valuutan ja vastaavan futuurin aikasarjat, joiden kohdalla samaan ilmiöä ei ole havaittavissa.

Taulukossa 1 on nähtävissä myös LM-ARCH testisuure (Engle 1982), jonka avulla on mahdollista testata sarjassa esiintyvää ARCH-efektiä eli volatilitietin kasautumista. Testin nollahypoteesi on että sarjassa ei esiinny ARCH-efektiä ja tämä nollahypoteesi voidaan hylätä kaikkien muiden sarjojen paitsi GBP-valuutan ja vastaavan futuurin osalta. Tämä tulos on yhteensopiva Box-Pierce testisuureen tulosten kanssa ja varmentaa aikaisemman testituloksen. Aion työni loppupuolella käyttää myös Iso-Britannian punnan tuottosarjan mallintamiseen ehdollisen volatilitietin mallia, koska se sopii diagnostisten testien perusteella hyvin tarkoitukseen ja futuurin tuottoa voidaan pitää teoreettisella tasolla samankaltaisena muiden mallintamieni aikasarjojen kanssa.

Viimeisenä testisuurena taulukossa on esitetty runs testin testisuure, jonka avulla voidaan testata onko aikasarja valkoisen kohinan prosessi. Tulosten perusteella voimme hyväksyä nollahypoteesin ja todeta että tuottosarjan havainnot ovat kaikkien sarjojen osalta riippumattomia ja valkoista kohinaa. Tämän testin perusteella on myös aiheellista mallintaa tuottosarjojen odotusarvoja valkoisen kohinan prosessin avulla, joka on

yhteneväinen tulos aiemmin Ljung-Box testin perusteella tekemäni johtopäätöksen kanssa.

Näiden testien lisäksi olen tehnyt yksikköjuuritestit aikasarjoille sekä testannut löytyykö aikasarjoista tai niiden neliöidyistä havainnoista merkkejä pitkämuistisesta prosessista (engl. long term memory process). Yksikköjuuren testaaminen on tärkeää, sillä mallinnettavien aikasarjojen tulee osoittautua stationaarisiksi. Pitkämuistisen prosessin testaus taas on hyödyllistä, jotta tiedämme olisiko mallintamisessa aiheellista käyttää pitkämuistiseen prosessiin soveltuvia ARFIMA-malleja odotusarvoille tai FIGARCH-malleja volatiliteeteille (Fractionally Integrated; FI). Näiden pitkämuististen prosessien esiintymisen testaaminen on aiheellista myös, koska akateemisissa julkaisuissa näiden prosessien sopivuudesta rahoitusaikasarjoihin on kirjoitettu paljon, erityisesti valuuttakurssiaikasarjojen osalta (ks. esim. Baillie, Bollerslev & Mikkelsen 1996) Testien tulokset on nähtävissä Taulukossa 2.

Yksikköjuuritestinä olen käyttänyt ADF-testiä (Augmented Dickey-Fuller test, Dickey & Fuller 1981), jossa apuregressioon on sisällytty vakiotermi, mutta ei trenditermiä<sup>7</sup>. Testin nollahypoteesi on että sarjalla on yksikköjuuri eli se on epästationaarinen. Tulosten perusteella voimme kaikkien sarjojen osalta hylätä nollahypoteesin 1 %:n riskitasolla ja todeta että aikasarjat ovat stationaarisia. Testin 1 prosentin merkitsevyyden raja on -3,4323. Olen testannut sarjassa esiintyvää pitkämuistisuusprosessia Lo'n R/S-testin avulla (Rescaled Range; Lo 1991), jonka nollahypoteesi on että sarjassa ei esiinny pitkämuistista prosessia. Testin 99 %:n kriittiset arvot ovat [0,721;2,0989], joten tulosten perusteella emme havaitse missään sarjassa pitkämuistisuutta. Testi on tässä suoritettu sekä sarjalle ja sen neliöidyille havainnoille sekä 90 että 180 päivän viivepituuksilla. Voin todeta että sarjojen odotusarvojen tai volatiliteetin mallintamiseen ei tarvita pitkämuistisia (engl. fractionally integrated) malleja.

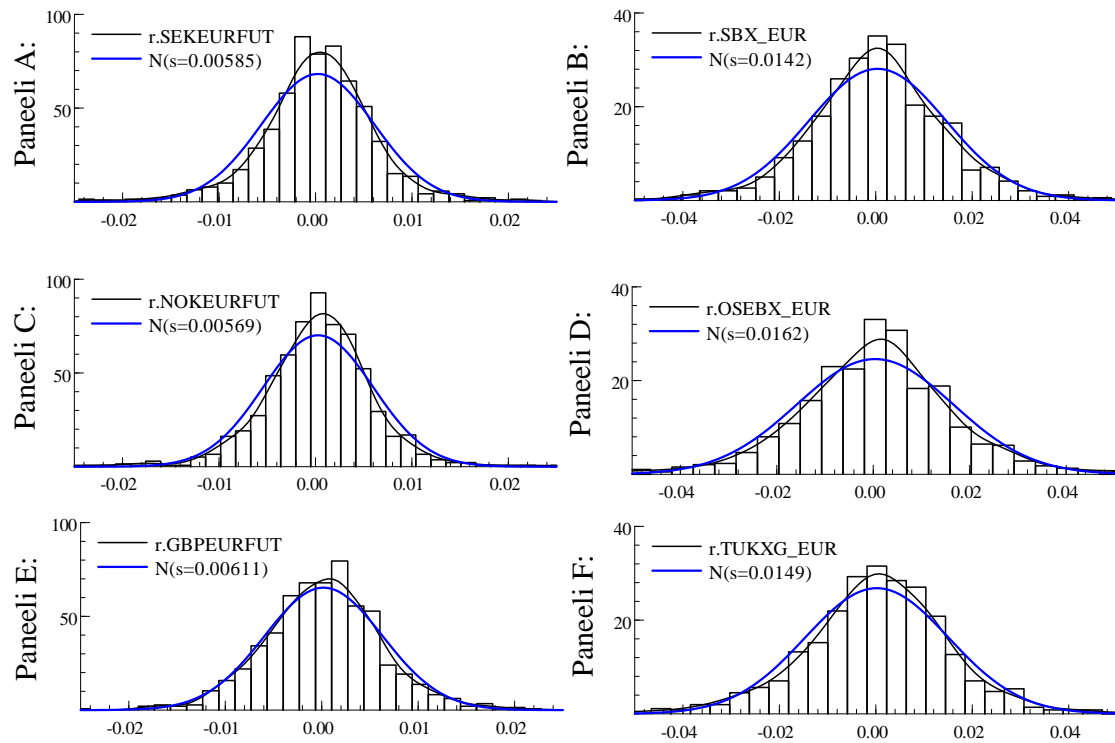
---

<sup>7</sup> Tuottosarjassa ei esiinny trendiä, joten sitä ei sisällytetä testin apuregressioon

	r.SEKEUR	r.SEKEURFUT	r.NOKEUR	r.NOKEURFUT	r.GBPEUR
ADF-testisuure	<b>-17,85</b>	<b>-17,05</b>	<b>-19,19</b>	<b>-18,62</b>	<b>-18,54</b>
Lo'n R/S testisuure (viive=90)	1,77	1,75	1,23	1,29	1,29
Lo'n R/S testisuure (viive=180)	1,95	1,92	1,36	1,43	1,38
Lo'n R/S testisuure neliöidylle sarjalle (viive=90)	1,23	1,24	1,13	1,16	1,08
Lo'n R/S testisuure neliöidylle sarjalle (viive=180)	1,05	1,03	1,01	1,06	0,99
	r.GBPEURFUT	r.SBX_EUR	r.OSEBX_EUR	r.TUKXG_EUR	
ADF-testisuure	<b>-18,50</b>	<b>-17,67</b>	<b>-17,22</b>	<b>-18,17</b>	
Lo'n R/S testisuure (viive=90)	1,29	1,24	1,23	1,41	
Lo'n R/S testisuure (viive=180)	1,38	1,32	1,37	1,58	
Lo'n R/S testisuure neliöidylle sarjalle (viive=90)	1,10	1,37	1,24	1,07	
Lo'n R/S testisuure neliöidylle sarjalle (viive=180)	0,99	1,35	1,17	1,14	

*Taulukko 2. Yksikköjuuri- ja pitkämuistisuustestit*

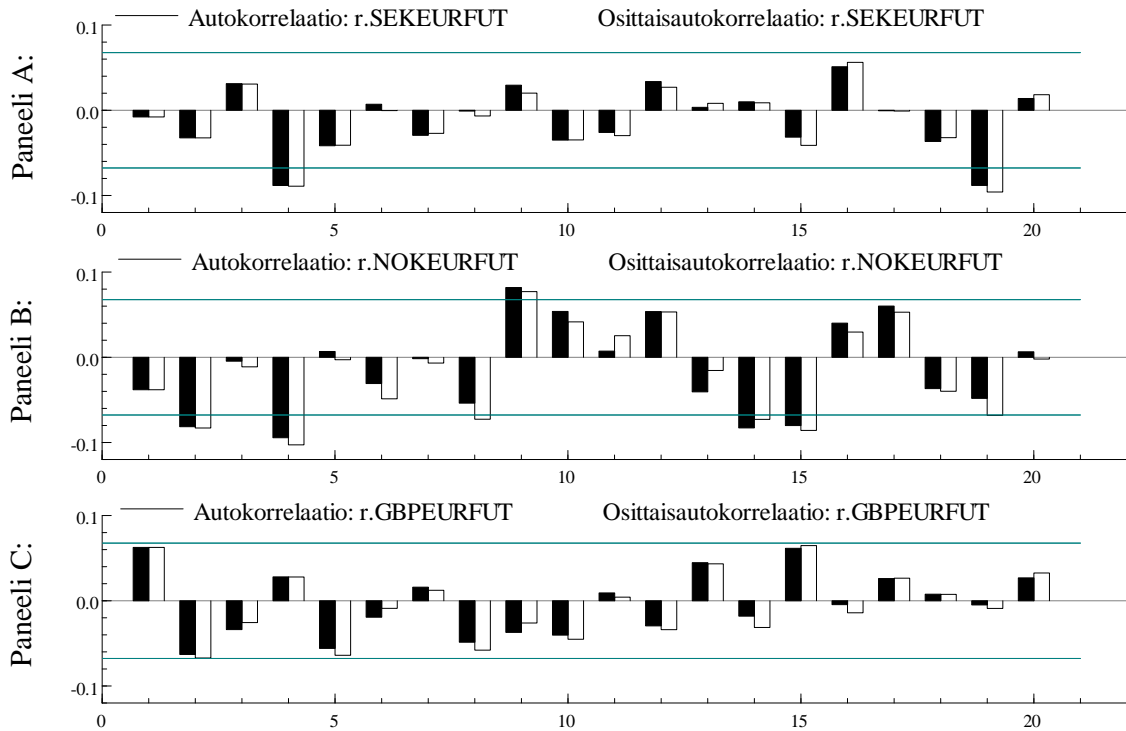
Tilastollisten testien ja tunnuslukujen lisäksi tarkastelen aikasarjojen piirteitä myös graafisesti, jolloin on mahdollista todentaa samoja asioita kuin testien avulla sekä havainnollistaa aikasarjojen ominaisuuksia edelleen. Esitän sekä valuuttafutuuri- että osakeindeksien tuottosarjojen kuvaajat Liitteessä A. Tarkastelemme tässä tarkemmin sarjojen havaintojen jakaumien ominaisuuksia. Valuuttakurssisuojausessa käyttämäni valuuttafutuuri- ja osakeindeksien jakaumien histogrammit verrattuna normaalijakaumaan (sininen viiva) on esitetty Kuvassa 2.



Kuva 2. Valuuttafutuuri- ja osakeindeksituottojen histogrammikuvaajat

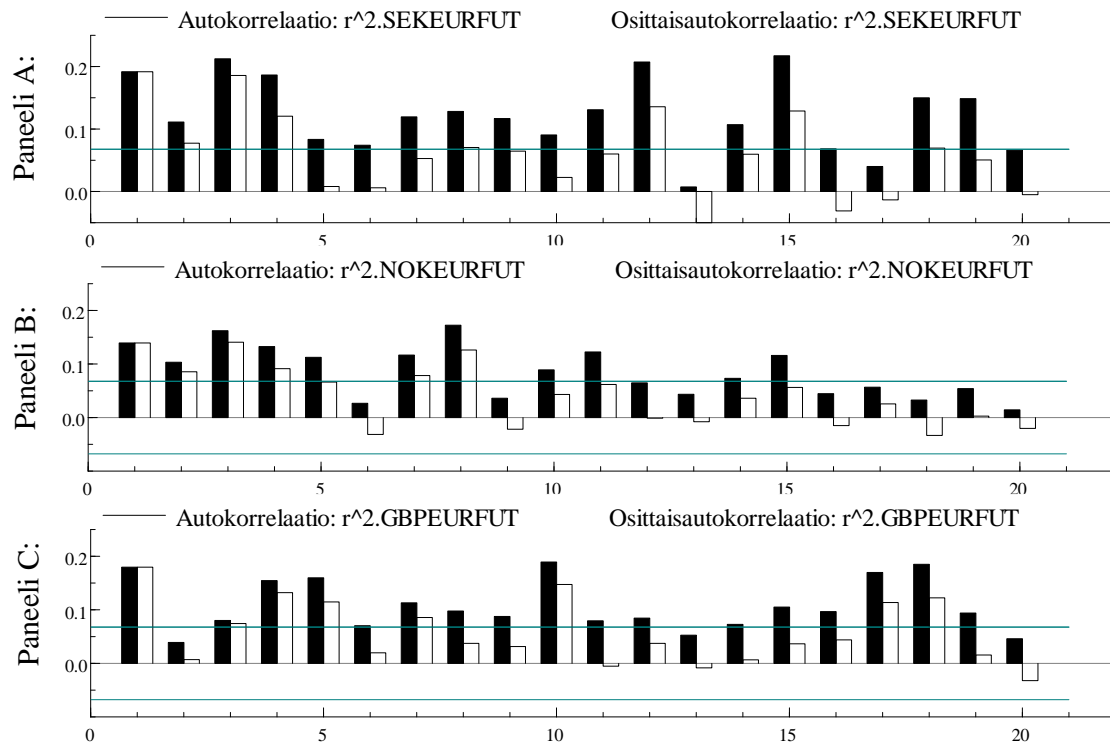
Kuvan 2 histogrammeista voimme nähdä että aikasarjojen jakauma poikkeaa myös silmämääräisesti normaalijakaumasta. Tämän vahvistaa aiemmin Jarque-Bera testin avulla tekemäni johtopäätöksen. Kuitenkin GBP-valuuttafutuurin jakauma (Paneeli E) näyttää poikkeavan normaalijakaumasta muita vähemmän, kuten testitulos antoi ymmärtää. Kuvissa erityisen huomionarvoista on että sarjojen huipukkuus on silmämääräisestikin suurta, mutta jakaumien vinous näyttää kohtuullisen pieneltä verrattuna symmetriseen normaalijakaumaan. Tästä voimme päätellä että huipukkuus on suurin syy siihen että nämä empiiriset jakaumat poikkeavat tilastollisesti merkitsevästi teoreettisesta normaalijakaumasta.

Käyttämieni aikasarjojen tarkasteleminen autokorrelaatiokuvioiden avulla on havainnollinen tapa saada käsitys peräkkäisten havaintojen keskinäisestä korrelaatiosta. Seuraavissa kuvissa onkin esitetty valuuttariskiltä suojautumiseen käyttämieni valuuttafutuurisopimusten autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiofunktiot.



Kuva 3. Valuuttafutuuriopimusten tuottojen autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiokuvaajat

Kuvasta 3 havaitsemme että aikasarjojen peräkkäisten havaintojen välillä ei ole tilastollisesti merkitsevää autokorrelaatorakennetta, kun tilastollisesti 5 % tasolla merkitsevää autokorrelaation rajaa kuvataan kuvassa harmaalla vaakaviivalla. Vaikka tilastollisen merkitsevyyden rajat ylittyvät sekä SEK- ja NOK-valuuttojen (Paneelit A ja B) kohdalla muutamissa kohdissa, ylitykset tapahtuvat SEK-valuutan kohdalla vain kahdella viivepituudella ja NOK-valuutan kohdalla nämä ovat kohtuullisen pieniä. Kuvaaja tukee osittain Box-Pierce testin perusteella tekemääni johtopäätöstä sarjan peräkkäisten havaintojen korreloimattomuudesta. Autokorrelaatorakenteesta ja havaintojen riippumattomuudesta voidaan saada enemmän tietoa tarkastelemalla neliöityjen tuottojen aikasarjojen autokorrelaatorakennetta, koska myös neliöityjen tuottojen tulisi olla autokorreloimattomia, mikäli sarjan havainnot ovat aidosti riippumattomia. Neliöityjen tuottojen autokorrelaatorakenne on kuvattu valuuttafutuuri aikasarjojen osalta Kuvassa 4.



Kuva 4 Valuuttafutuuriopimusten neliöityjen tuottojen autokorrelaatiofunktioiden kuvaajat

Kuvasta 4 havaitsemme että kaikkien valuuttojen neliöityjen tuottojen autokorrelaatorakenteessa on selviä merkkejä siitä että sarjan havainnot eivät ole aidosti valkoista kohinaa. Nämä tulokset puoltavat ehdollisen volatiliiteetin mallien käyttämistä kaikkien valuuttafutuuriuottojen mallintamisessa ja vahvistavat aikaisemmin Box-Pierce testin perusteella tekemäni johtopäätöksen. Neliöityjen tuottojen autokorrelaatorakenteen perusteella voidaan perustella ehdollisen korrelaation mallien käyttämistä sekä GBP-valuuttafutuurin että Iso-Britannian osakeindeksin kohdalla. Neliöityjen tuottojen autokorrelaatiofunktioiden kuvaajat käsittelemieni osakeindeksien osalta on nähtävissä Liitteessä B sekä tuottosarjojen että neliöityjen tuottojen osalta. Näiden liitteessä esitettyjen korrelaatiofunktioiden kuvaajien perusteella jokaisen osakeindeksin tuoton autokorrelaatorakenteen voidaan katsoa muistuttavan valkoisen kohinan prosessia ja neliöityjen tuottojen osalta on huomattavissa selkeää autokorrelaatiota. Nämä tulokset puoltavat ehdollisen volatiliiteetin mallien soveltamista myös osakeindeksiaikasarjoihin ja valkoisen kohinan prosessin soveltamista odotusarvon mallintamiseen. Myös nämä tulokset ovat yhteensopivia edellä esittelemieni Box-Pierce testitulosta kanssa.

Aikaisemmin esittelemäni tilastolliset tunnusluvut ovat keskittyneet sarjojen

odotusarvon ja volatiliteetin analysointiin. Olen työssäni kuitenkin kiinnostunut myös sarjojen välisestä korrelaatorakenteesta. Liitteessä C olevasta taulukossa on nähtävissä aikasarjojen väliset ehdottomat otoskorrelaatioestimaatit. Taulukosta havaitaan että valuuttakurssien ja vastaavien valuuttafutuuri-erien välillä on vahva korrelaatio, ehdottoman korrelaation vaihdellessa välillä 0,89 – 0,98. Tämä vahva korrelaatio puoltaa valuuttafutuuri-instrumenttien käyttöä valuuttariskisuojausvälineenä. Taulukossa on esitetty myös korrelaatioestimaatit osakeindeksien ja vastaavien valuuttafutuuri-erien osalta sekä korrelaatiot osakeindeksien ja valuuttakurssien välillä.

Näiden aineistoa kuvailevien tulosten ja erilaisten tilastollisten testien perusteella voin tehdä johtopäätöksen että kyseisten aikasarjojen mallintamiseen sopivat edellä kuvaamani ehdollisen volatiliteetin mallit. Tuottosarjojen odotusarvoaikasarjaa on tulosten perusteella aiheellista mallintaa valkoisen kohinan prosessin avulla, joka on yhteensopiva tulos myös laajemman empiirisen tutkimuksen kanssa (Cont 2001) Mallinnan työssäni edellä esiteltyjen aikasarjojen tuottojen välistä korrelaatiota ajassa muuttuvan korrelaatiomallin avulla ja tämän mallin sopivuutta ajan suhteen vakioiseen korrelaatiomalliin verrattuna testaan näiden mallien estimointitulosten esittelyn yhteydessä.

### **3.2 Ehdollisten volatiliteetti- ja korrelaatiomallien estimointitulokset**

Työssä käyttämäni aineisto ulottuu vuoden 2009 tammikuun alusta vuoden 2012 kesäkuun loppuun asti. Olen jakanut tarkasteltavan ajanjakson kahteen osaan, joista ensimmäinen ulottuu vuoden 2009 alusta vuoden 2011 kesäkuun loppuun. Toinen ajanjakso sisältää tarkasteluajanjakson viimeisen vuoden havainnot, ulottuen vuoden 2011 heinäkuun alusta vuoden 2012 kesäkuun loppuun. Olen estimoinut valitsemani ehdolliset volatiliteetti- ja korrelaatiomallit ensin ajanjaksolle 1/2009 – 6/2011 käyttämällä hyödykseni koko 2,5 vuoden aikaperiodin havaintoja. Tämän estimoinnin avulla olen saanut otoksen sisäiset estimaatit sekä volatiliteeteille että korrelaatioille. Näiden estimaattien perusteella on mahdollista laskea optimaaliset dynaamiset suojausasteet tälle ajanjaksolle. Olen erottanut viimeisen vuoden havainnot testatakseni käyttämieni ekonometristen mallien suorituskykyä realistisemman tutkimusasetelman avulla, jossa suojauspäätöksiä tehdessä ei ole tietoa valuuttakurssi- ja osaketuottojen



tulevista realisaatioista. Viimeisellä vuoden aikaperiodilla hyödynnän estimoimiani malleja ennustamalla tulevaisuuden volatilitetteja ja korrelaatioita historiallisten arvojen perusteella ja muodostan näin optimaaliset valuuttariskin suojausasteet tarkasteltaville portfolioille. Ennusteperiodina käytän työssäni yhden askeleen eli yhden päivän ajanjaksoa, joten malli estimoidaan jokaista yhden päivän ennustetta varten uudelleen. Tällöin on mahdollista jäljitellä käytännön valuuttariskisuojautumista ja testata mallien sopivuutta käytännön riskienhallintatyöhön. Tässä kappaleessa esittelen ensin mallien estimointitulokset otoksen sisäisellä (engl. in-sample) ajanjaksolla ja kappaleen lopussa esittelen lyhyesti myös otoksen ulkopuoliset (engl. out-of-sample) estimointitulokset ja tarkastelen lyhyesti mallien sopivuutta ennustamiseen.

Ehdollisen volatiliteetin estimointiin käytän työssäni GARCH(1,1)-mallia ja odotusarvon estimointiin käytän valkoisen kohinan prosessia. Ehdollista korrelaatorakennetta estimoin Englen (2002b) DCC-mallia hyödyntämällä. Estimoitavien mallien yhtälöt näyttävät kokonaisuudessaan seuraavilta

$$r_t = \sigma_{t|t-1} \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\sigma_{it|t-1}^2 = \omega + \alpha_i r_{t-1}^2 + \beta_i \sigma_{t|t-1}^2 \quad (3.2)$$

$$H_t = D_t R_t D_t, \quad D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{i,t}}\}. \quad (3.3)$$

Yhtälössä 3.1 on kuvattu sarjan odotusarvon estimointiin käytettävä funktio, yhtälössä 3.2 on esitetty sarjan volatiliteetin estimointiin käytetty funktio ja yhtälössä 3.3 on kuvattu tuottosarjojen välisen korrelaation estimointiin käytetty funktio matriisimuodossa. Yhtälön 3.3 matriisi  $R_t$  sisältää ehdolliset korrelaatiot, joiden muodostuminen on kuvattua tarkemmin työn teoriaosassa.

Estimoitujen ehdollisen volatiliteetin mallien estimointitulokset otoksen sisäisellä ajanjaksolla on koottu Taulukkoon 3. Taulukossa on nähtävissä sekä mallien parametrit, niiden p-arvot sekä Akaiken informaatiokriteeri (Akaike 1973) koko mallin osalta. Lisäksi taulukossa on nähtävillä estimoinnissa käytetyn studentin t-jakauman huipukkuusparametri ( $u$ ) sekä sen merkitsevyys. Olen taulukon viimeisessä sarakkeessa esittänyt myös mallin parametrien perusteella lasketun ehdottoman varianssitason eli pitkän aikavälin varianssi. Olen lisäksi esittänyt mallien avulla estimoitujen ehdollisten

varianssien kuvaajat Liitteessä D sekä valuuttafutuureille (Paneeli A) että osakeindekseille (Paneeli B) otoksen sisäisellä ajanjaksolla.

	$\omega \times 10^6$	$\alpha$	$\beta$	$u$	Akaike IC	VL
r.SEKEURFUT	0,5083	<b>0,0619</b>	<b>0,9220</b>	<b>10,5077</b>	-7,5043	0,798 %
<i>p-arvo</i>	0,1519	0,0260	0,0000	0,0030		
r.SBX_EUR	3,4318	<b>0,0689</b>	<b>0,9077</b>	32,4579	-6,0371	3,685 %
<i>p-arvo</i>	0,1284	0,0168	0,0000	0,2992		
r.NOKEURFUT	0,9487	0,0590	<b>0,9127</b>	<b>6,1488</b>	-7,5129	0,844 %
<i>p-arvo</i>	0,1824	0,0635	0,0000	0,0000		
r.OSEBX_EUR	3,5119	0,0712	<b>0,9122</b>	19,8887	-5,6503	5,335 %
<i>p-arvo</i>	0,1145	0,1266	0,0000	0,1423		
r.GBPEURFUT	<b>0,9237</b>	<b>0,0363</b>	<b>0,9392</b>	19,3116	-7,2654	0,952 %
<i>p-arvo</i>	0,0467	0,0030	0,0000	0,1987		
r.TUKXG_EUR	3,0994	<b>0,0532</b>	<b>0,9196</b>	16,5578	-6,2337	2,870 %
<i>p-arvo</i>	0,1325	0,1325	0,0000	0,0792		

Taulukko 3. GARCH -mallien estimointitulokset otoksen sisäisellä ajanjaksolla (1/2009 - 6/2011)

Taulukosta 3 huomaamme että GARCH-mallien  $\alpha$  ja  $\beta$  parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä lähes kaikkien mallien kohdalla. Poikkeuksen tekevät tässä suhteessa NOK-valuuttafutuurille ja Norjan osakeindeksille estimoidut mallit, joissa  $\alpha$  parametrit eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Mallien volatilitteettiyhtälöiden vakiotermit taas ovat poikkeuksetta tilastollisesti ei-merkitseviä, lukuun ottamatta GBP-valuuttafutuurin mallia. Kokonaisuutena parametrien estimaattit ovat linjassa toistensa kanssa, niiden ollessa likimain samaa suuruusluokkaa.

Lisäksi taulukossa on esitetty estimoinnissa käytetty jakauman huipukkuusparametri, jonka avulla estimoinnissa käytetty jakaumaa saada vastaamaan empiiristä tuottojakaumaa huipukkuuden osalta. Näiden parametrien estimaattien osalta tilastollista merkitsevyyttä on havaittavissa ainoastaan NOK- ja SEK-futuurien kohdalla. Tämä on osittain yllättävää, sillä kaikkien paitsi GBP-futuurin empiiriset tuottojakaumat poikkesivat tilastollisesti merkitsevästi normaalijakaumasta erityisesti niiden huipukkuuden osalta.

Taulukossa 3 esitettyjen tulosten perusteella nähdään että varianssi hetkellä  $t$  riippuu voimakkaasti edellisen periodin ( $t-1$ ) varianssin arvoista, sillä  $\beta$  parametri saa jokaisen mallin kohdalla arvoja 0,9-0,94 väliltä. Varianssi riippuu taas huomattavasti vähemmän

edellisen periodin virhetermin arvosta, tämän muuttujan vaihdellessa malleissa välillä 0,04 – 0,07. Mallien estimoitujen parametrien arvojen perusteella on mahdollista laskea myös mallin estimoima pitkän aikavälin varianssin taso  $V_L = \omega / (1 - \alpha - \beta)$ . Pitkän aikavälin varianssitasot on esitetty taulukossa annualisoidussa muodossa tulkinnan helpottamiseksi. Huomaamme että valuuttafutuurien osalta pitkän aikavälin varianssi liikkuu välillä 0,8 – 0,95 % ja osakeindeksien osalta välillä 2,9 - 5,3 %. Kaikkien mallien osalta Akaiken informaatiokriteerit liikkuvat arvojen -5,7 ja -7,5 välillä.

Mallien estimoinnin jälkeen olen tehnyt useita eri diagnostisia testejä varmistuakseni niiden oikeasta spesifioinnista. Näiden testitulosten yhteenveto testisuureineen ja p-arvoineen on esitetty Taulukossa 4. Kaikki estimoimani mallit täyttävät positiivisuusehdon eli  $\hat{\alpha} / (1 - \hat{\beta}) \geq 0$ . Myös ehto GARCH-prosessin neljännen momentin olemassaololle täyttyy, sillä kaikkien mallien osalta  $\hat{\alpha} + \hat{\beta} < 1$  (ks. tarkemmin Ling & McAleer 2002).

	r.SEKEURFUT	r.NOKEURFUT	r.GBPEURFUT	r.SBX_EUR	r.OSEBX_EUR	r.TUKXG_EUR
Box-Pierce -testi stardard. jäännöksille (5)	<b>8,4600</b>	<b>7,2582</b>	<b>3,9794</b>	<b>10,9409</b>	<b>6,7468</b>	<b>1,3573</b>
<i>p-arvo</i>	0,1327	0,2021	0,5524	0,0526	0,2402	0,9289
Box-Pierce -testi stardard. jäännöksille (viive=10)	<b>10,0164</b>	<b>13,2109</b>	<b>6,4598</b>	<b>15,9168</b>	<b>18,4396</b>	<b>3,3842</b>
<i>p-arvo</i>	0,4391	0,2121	0,7753	0,1020	0,0480	0,9709
Box-Pierce -testi stardard. jäännöksille (viive=20)	<b>16,1584</b>	<b>26,4359</b>	<b>10,8862</b>	<b>24,6772</b>	<b>28,5108</b>	<b>25,1036</b>
<i>p-arvo</i>	0,7068	0,1519	0,9491	0,2141	0,0978	0,1975
Box-Pierce -testi neliöidyille stardard. jäännöksille (viive=5)	<b>4,6285</b>	<b>2,1567</b>	<b>2,4062</b>	<b>7,4455</b>	<b>2,8028</b>	<b>8,0694</b>
<i>p-arvo</i>	0,2011	0,5405	0,4925	0,0590	0,4230	0,0446
Box-Pierce -testi neliöidyille stardard. jäännöksille (viive=10)	<b>9,9234</b>	<b>5,4872</b>	<b>7,6092</b>	<b>12,4827</b>	<b>7,4502</b>	<b>12,4515</b>
<i>p-arvo</i>	0,2704	0,7045	0,4725	0,1309	0,4889	0,1322
Box-Pierce -testi neliöidyille stardard. jäännöksille (viive=20)	<b>15,2288</b>	<b>10,4691</b>	<b>12,7419</b>	<b>21,4355</b>	<b>15,4425</b>	<b>19,7784</b>
<i>p-arvo</i>	0,6462	0,9155	0,8067	0,2580	0,6314	0,3454
ARCH LM 1 - 2 testi	<b>1,4554</b>	<b>0,8711</b>	<b>0,8909</b>	<b>1,1512</b>	<b>0,1654</b>	<b>1,2595</b>
<i>p-arvo</i>	0,2341	0,4190	0,4109	0,3169	0,8476	0,2845
ARCH LM 1 - 5 testi	<b>1,2261</b>	<b>0,5172</b>	<b>1,2984</b>	<b>1,5324</b>	<b>0,4505</b>	<b>1,7514</b>
<i>p-arvo</i>	0,2952	0,7633	0,2628	0,1777	0,8130	0,1209
ARCH LM 1 - 10 testi	<b>1,1231</b>	<b>0,5949</b>	<b>1,3174</b>	<b>1,3017</b>	<b>0,6293</b>	<b>1,3088</b>
<i>p-arvo</i>	0,3420	0,8187	0,2171	0,2257	0,7893	0,2218
Adjusted Pearson Chi-Square testi (viive=40)	<b>50,5806</b>	<b>35,7419</b>	<b>33,0323</b>	<b>33,8065</b>	<b>34,7097</b>	<b>40,3871</b>
<i>p-arvo (havainnot - 1)</i>	0,1013	0,6193	0,7380	0,7054	0,6659	0,4088
Adjusted Pearson Chi-Square testi (viive=60)	<b>66,1290</b>	<b>49,6774</b>	<b>68,8387</b>	<b>45,6129</b>	<b>56,4516</b>	<b>49,2903</b>
<i>p-arvo (havainnot - 1)</i>	0,2443	0,8012	0,1787	0,8993	0,5700	0,8122
RBD- testi (viive=5)	<b>0,5790</b>	<b>0,4770</b>	<b>3,7165</b>	<b>5,6365</b>	<b>0,0907</b>	<b>2,5151</b>
<i>p-arvo</i>	0,9889	0,9929	0,5909	0,3433	0,9999	0,7742
RBD- testi (viive=10)	<b>6,2533</b>	<b>3,5324</b>	<b>7,8265</b>	<b>9,2890</b>	<b>3,4653</b>	<b>7,8487</b>
<i>p-arvo</i>	0,7936	0,9660	0,6458	0,5049	0,9683	0,6138

Taulukko 4. GARCH -mallien testitulokset otoksen sisäisellä ajanjaksolla (1/2009 - 6/2011)

Taulukossa 4 on ensin esitetty mallien standardoiduille residuaaleille tehtyt Box-Pierce testit. Kaikkien mallien osalta en voi hyväksyä testin nollahypoteesia 5 % riskitasolla. Testien perusteella voin todeta että estimoidun mallien standardoiduissa residuaaleissa ei esiinny autokorrelaatiota. Testi on taulukossa esitetty sekä 5,10 ja 20 askeleen

viivepituudella. Sama testi on tehty myös sarjojen neliöidyille standardoiduille residuaaleille, jolloin saadaan tietoa mallien varianssiyhtälöiden oikeasta spesifioinnista. Tämän testin perusteella en voi hylätä testin nollahypoteesia millään kolmesta viivepituudesta. Voin tämän perusteella todeta, ettei kyseisissä residuaaleissa esiinny autokorrelaatiota. Residuaalissa esiintyvää ARCH-efektiä voidaan testata ARCH-LM testillä, jota aikaisemmin käytin aineiston analysointiin sen kuvailun yhteydessä. Testi on tehty kolmella viivepituudella ja voin todeta, ettei standardoiduista residuaaleista löydy ARCH-efektiä 5 prosentin riskitasolla.

Taulukossa näkyvän Pearsonin  $\chi^2$ -sopivuustestin avulla voidaan testata estimoinnissa käytetyn studentin t-jakauman sopivuutta. Testissä verrataan residuaalien empiiristä jakaumaa estimoinnissa käytettyyn teoreettiseen jakaumaan luokittelemalla residuaalin havainnot suuruutensa mukaisesti. Jos havaintoja on  $n$ -kappaletta ja luokkia  $r$ -kappaletta, niin  $p_i (i = 1, \dots, r)$  osuus residuaalihavainnnoista kuuluu  $i$ :nteen luokkaan ja  $p_i^t (i = 1, \dots, r)$  on teoreettinen todennäköisyys että havainto kuuluu  $i$ :nteen luokkaan. Testin nollahypoteesina on  $H_0: p_1 = p_1^t, \dots, p_r = p_r^t$  ja testisuure on muotoa

$$P(g) = \sum_{i=1}^r \frac{(n_i - En_i)^2}{En_i}, \quad (3.4)$$

missä  $n_i$  on havaintojen lukumäärä luokassa  $i$  ja  $En_i$  niiden odotettu lukumäärä. Testisuure noudattaa  $\chi^2$ -jakaumaa välillä  $\chi^2(r-1)$  ja  $\chi^2(r-k-1)$ , missä  $k$  on estimoitujen parametrien määrä. (Palm & Vlaar 1997) Kun testisuuresta laskettu havaintojen poikkeama teoreettisesta jakaumasta on pieni, voimme hyväksyä testin nollahypoteesin ja todeta jakaumaspesifioinnin olevan oikea. Taulukossa näkyvien testitulosten perusteella voin todeta mallin estimoinnissa käytetyn jakaumaspesifioinnin olevan oikea jokaisen aikasarjan kohdalla.

Viimeisenä diagnostisena testinä taulukossa on esitetty RBD-testi (engl. Residual Based Diagnostics test). Testillä voidaan testata esiintyykö mallin neliöidyissä standardoiduissa residuaaleissa heteroskedastisuutta. Testillä testataan samaa ominaisuutta kuin neliöityihin residuaaleihin sovelletulla Box-Pierce Portmanteau testillä, mutta tämän RBD-testin voidaan argumentoida olevan tilastollisilta ominaisuuksiltaan parempi monimuuttujamallien kohdalla. (Tse 2002) Mallin

estimoinnin jälkeen voidaan laskea standardoidut residuaalit  $\hat{z}_t = \hat{\varepsilon}_t / \hat{\sigma}_t$ . Koska tiedetään että määritelmällisesti  $E(\hat{z}_t^2) = 1$ , voimme estimoida regression termille  $E(\hat{z}_t^2) - 1$  ja tutkia regressioyhtälön muuttujien merkitsevyyttä. Selittävinä muuttujina regressioyhtälössä käytetään edellisen periodin (t-1) neliöityjä standardoituja residuaaleja. Muuttujien yhteismerkitsevyydestä noudattaa  $\chi^2$ -jakaumaan vapausasteilla M (selittävien muuttujien lukumäärä). (Bauwens & Laurent 2006) Testi on taulukossa esitetty sekä viidellä että kymmenellä viivepituudella ja voin todeta että mallin residuaaleissa ei esiinny heteroskedastisuutta 5 % riskitasolla. Kokonaisuutena voin todeta että GARCH-mallien spesifiointi näyttää oikealta mallien diagnostisten testien valossa.

Seuraavaksi esittelen estimointieni ehdollisten korrelaatiomallien tulokset otoksen sisäisellä ajanjaksolla. Mallien parametrien estimaatit sekä niitä vastaavat p-arvot ovat nähtävissä seuraavassa taulukossa. Olen estimoinut työssäni käyttämät korrelaatiomallit asettamalla ehdollisen korrelaatiomatriisin yhtäsuureksi otoskorrelaatiomatriisin kanssa, joten estimoiduille ehdollisille korrelaatioille ei ole laskettavissa p-arvoa. Tämä lähestymistapa on kuvattu työni teoriaosassa (engl. Correlation Targeting; ks. kappale 2.3). Ehdolliset korrelaatioestimaatit otoksen sisäisellä ajanjaksolla on esitetty graafisessa muodossa Liitteessä F (Paneeli A).

	$\rho$	$\alpha$	$\beta$	$u$
r.SEKEURFUT ja r.SBX_EUR	0,0780	<b>0,0241</b>	<b>0,9632</b>	<b>16,7086</b>
<i>p-arvo</i>		0,0178	0,0000	0,0030
r.NOKEURFUT ja r.OSEBX_EUR	0,2184	<b>0,0893</b>	0,0282	<b>9,3508</b>
<i>p-arvo</i>		0,0116	0,8695	0,0000
r.GBPEURFUT ja r.TUKXG_EUR	-0,2178	0,0311	0,0000	32,5797
<i>p-arvo</i>		0,5359	1,0000	0,1974

Taulukko 5. DCC -mallien estimointitulokset otoksen sisäisellä ajanjaksolla (1/2009 - 6/2011)

Tarkasteltaessa SEK-valuuttafutuurin ja Ruotsin osakeindeksin välistä korrelaatiota huomaamme sen olevan kohtuullisen pieni, mallin estimaatin ollessa 0,078. Mallin parametreista  $\alpha$  ja  $\beta$  estimaatit ovat merkitseviä 5 % riskitasolla. NOK-valuuttafutuurin ja Norjan osakeindeksin välisen korrelaatiomallin osalta muuttuja  $\beta$  ei ole merkitsevä, mutta  $\alpha$ -muuttuja on tilastollisesti merkitsevä. GBP-valuuttafutuurin ja Iso-Britannian osaindeksin välisen korrelaatiomallin kumpikaan termi ei ole merkitsevä. Termien

merkitsevyys ei tässä kuitenkaan ole kovin ongelmallista, sillä seuraavassa osiossa pystyn diagnostisten testien avulla osoittamaan että muuttuvan korrelaation mallin (DCC-malli) käyttäminen vakiokorrelaatiomallin (CCC-malli) sijaan on perusteltua. Yleisesti kuitenkin voidaan todeta että  $\alpha$  ja  $\beta$  parametrien ei-merkitsevyys kertoo siitä, ettei korrelaatio aikasarjojen välillä ole aidosti ajassa muuttuvaa.

Taulukossa 5 on lisäksi esitetty korrelaation estimoinnissa käytetyn studentin t-jakauman huipukkuusparametri, joka on merkitsevä sekä Ruotsin ja Norjan osakeindeksien ja vastaavien futuurien välillä. Iso-Britannian ja vastaavan valuuttafutuurin välillä jakaman huipukkuus on merkitsevä vasta 20 % riskitasolla. Tämä jakauman huipukkuusparametri kuvaa molempien aikasarjojen volatilitietin estimoinnissa käytetyn jakauman huipukkuutta ja sen on oletettu olevan sama kummankin monimuttujamallin aikasarjan kohdalla.

Käyttämieni DCC-mallien osalta olen tehnyt diagnostisia testejä, joiden avulla voidaan testata mallien spesifiointia. Ehdollisen korrelaatiomallien osalta diagnostiset testit on nähtävissä Taulukossa 6.

	r.SEKEURFUT & r.SBX_EUR	r.NOKEURFUT & r.OSEBX_EUR	r.GBPEURFUT & r.TUKXG_EUR
Li-McLeod monimuuttuja			
Portmanteau -testi stardard.			
jäännöksille (10)	54,8229	46,1465	44,2599
<i>p-arvo</i>	0,0593	0,2331	0,2966
Li-McLeod monimuuttuja			
Portmanteau -testi stardard.			
jäännöksille (20)	79,8137	92,3729	85,3998
<i>p-arvo</i>	0,4848	0,1626	0,3191
Li-McLeod monimuuttuja			
Portmanteau -testi stardard.			
jäännöksille (50)	195,9430	209,2850	190,5660
<i>p-arvo</i>	0,5678	0,3119	0,6722
Li-McLeod monimuuttuja			
Portmanteau -testi neliöidylle			
stardard. jäännöksille (10)	61,7838	53,7371	52,1236
<i>p-arvo</i>	0,0087	0,0468	0,0632
Li-McLeod monimuuttuja			
Portmanteau -testi neliöidylle			
stardard. jäännöksille (20)	101,0720	96,1172	85,5639
<i>p-arvo</i>	0,0406	0,0802	0,2611
Li-McLeod monimuuttuja			
Portmanteau -testi neliöidylle			
stardard. jäännöksille (50)	190,4750	238,1340	182,5340
<i>p-arvo</i>	0,6366	0,0268	0,7778
CCH-testi	15,8760	72,8320	25,4950
<i>p-arvo</i>	0,0032	0,0000	0,0000

Taulukko 6. DCC -mallien testitulokset otoksen sisäisellä ajanjaksolla (1/2009 - 6/2011)

Testaan mallin standardoidun residuaalin autokorrelaatorakennetta monimuuttujamalliin sovelletulla McLeod-Li Portmanteau-testillä (Li & McLeod 1981). Tämä testisuure perustuu Ljung-Box testisuureeseen ( $Q_m$ ) ja voidaan kirjoittaa muodossa

$$Q_m^* = Q_m + \frac{k^2 m(m+1)}{2n}, \quad (3.5)$$

joka noudattaa  $\chi^2$ -jakaumaa vapausasteilla  $k^2(m-s)$ . Tässä  $m$  on viiveiden lukumäärä,  $k = N$  ja  $s$  on monimuuttujamallin ARMA asteiden lukumäärä (tässä  $p + q$ ). Testin nollahypoteesi on että mallin standardoiduista residuaaleista ei löydy



autokorrelaatiota ja malli on oikein spesifioitu. Testi on taulukossa tehty viivepituuksille 10, 20 ja 50. Voin tuloksien perusteella todeta mallin olevan oikein spesifioitu 1 % riskitasolla jokaisen mallin tapauksessa. Tämän testin lisäksi olen testannut onko mallintamisessa ollut aiheellista käyttää dynaamisen korrelaation DCC-mallia vakioisen korrelaation CCC-mallin sijaan. Testin nollahypoteesi on  $H_0: R_t = \bar{R}$ , missä  $\forall t \in T$  ja vaihtoehtoinen hypoteesi on

$$H_1: vech^u(R_t) = vech^u(\bar{R}) + \beta_1 vech^u(R_{t-1}) + \dots + \beta_p vech^u(R_{t-p}). \quad (3.6)$$

Nollahypoteesin tapauksessa kaikki regressiokertoimet ovat nolliä yhtälössä 3.6. Yhtälössä  $vech^u$  vektorioperaattori, joka valitsee termejä ainoastaan päädiagonaalimatriisin alapuolelta. (Engle & Sheppard, 2001) Taulukossa näkyvien testisuureiden p-arvojen perusteella voimme todeta että kaikkien kolmen mallin kohdalla päädyimme hylkäämään nollahypoteesin ja toteamme että on aiheellista käyttää dynaamisen korrelaation DCC-malleja. Kokonaisuudessaan voin todeta että käyttämäni dynaamiset ehdollisen korrelaation mallit sopivat aineistoon otoksen sisäisellä ajanjaksolla, vaikka osa mallien estimoiduista parametreista ei saanut tilastollisesti merkitseviä arvoja.

Otoksen sisäisten estimointitulosta lisäksi olen hyödyntänyt edellä esittelemiäni malleja volatiliiteetin ja korrelaation ennustamiseen tulevaisuudessa. Ennusteperiodiksi olen valinnut aineistoni viimeisen vuoden päivähavainnot, vuoden 2011 heinäkuun alusta vuoden 2012 kesäkuun loppuun. Tällä periodilla olen estimoinut GARCH- ja DCC-mallien avulla yhden askeleen ennusteet koko otoksen ulkopuoliselle ajanjaksolle, hyödyntämällä vain ennustehetkellä käytettävissä olevaa informaatiota. Pystyn näiden ennusteiden perusteella laskemaan optimaaliset valuuttariskin suojausasteet käyttämällä ainoastaan kyseiseen hetkeen mennessä toteutuneita havaintoja.

Ennustemallit käyttävät ennustamiseen ajanjaksoa vuoden 2009 alusta asti ja ajan kuluessa mallin hyödyntämien havaintojen määrä lisääntyy, kun myöhemmät osake- ja valuuttakurssituotot realisoituvat. Mallit estimoidaan uudelleen jokaisen realisoituneen havainnon jälkeen, jolloin on mahdollista ottaa huomioon uusi informaation mahdollisimman reaaliaikaisesti. Näin vältetään otoksen sisäisten estimaattien harha,

joka johtuu vasta tulevaisuudessa realisoituvien tuottojen hyödyntämisestä valuuttariskisuojausjauksessa. Otoksen ulkopuoliselle ajanjaksolle estimoidut ehdolliset varianssit on esitetty graafisesti Liitteessä E sekä valuuttafutuureille (Paneeli A) että osakeindekseille (Paneeli B). Lisäksi Liitteen F Paneelissa B on nähtävissä ehdolliset korrelaatioestimaatit otoksen ulkopuolisella periodilla graafisessa muodossa. Tässä työssä arvioin otoksen ulkoisella ajanjaksolla tekemiäni ennusteita vertailemalla ennustettavan ajanjakson ennusteista laskettuja keskiarvoja varianssien ja korrelaatioiden osalta sekä realisoituneiden tuottojen perusteella laskettuja tiheysfunktioiden (varianssia ja korrelaatio) otosestimaatteja. Tämä vertailu on nähtävissä Taulukossa 7.

	Ennusteen keskiarvo	Otosestimaatti
Ehdollinen varianssi r.SEKFUT	0,62 %	0,54 %
Ehdollinen varianssi r.SBX_EUR	7,37 %	7,96 %
Ehdollinen korrelaatio r.SEKEURFUT & r.SBX_EUR	0,083	0,101
Ehdollinen varianssi r.NOKFUT	0,62 %	0,50 %
Ehdollinen varianssi r.OSEBX_EUR	6,79 %	6,87 %
Ehdollinen korrelaatio r.NOKEURFUT & r.OSEBX_EUR	0,177	0,041
Ehdollinen varianssi r.GBPFUT	0,67 %	0,53 %
Ehdollinen varianssi r.TUKXG_EUR	4,15 %	4,41 %
Ehdollinen korrelaatio r.GBPEURFUT & r.TUKXG_EUR	-0,222	-0,322

*Taulukko 7. Otoksen ulkopuolisen ajanjakson ennusteiden arviointi*

Taulukosta 7 voimme havaita että ennusteajanjaksolta lasketut keskiarvot ovat likimain samansuuruisia ajanjakson tuotoista laskettujen otosestimaattien kanssa. Eroja näissä tunnusluvuissa löytyy korrelaatioestimaattien välillä, etenkin Norjan ja Iso-Britannian osakeindeksien ja vastaavien valuuttakurssien välillä. Kokonaisuutena voin kuitenkin todeta ennusteiden vastaavan kohtuullisesti realisoituneiden tuottojen tiheysfunktioiden otosestimaatteja. Tämä tyyppistä ennusteiden luotettavuuden arviointia ei voida kuitenkaan pitää täysin tyydyttävänä tapana ennustamisen tehokkuuden arvioinnin näkökulmasta.

Ennusteiden arviointi ei yleisellä tasolla olekaan helppo tehtävä, sillä tiheysfunktioiden realisaatioita on mahdoton havaita myös jälkikäteen (engl. ex-post), joten myös ennusteiden tarkkuuden arviointi on vaikeaa. Lisäksi tiheysfunktiossa voi tapahtua rakennemuutoksia arviointiperiodilla, joten arvioinnissa käytettävät kumulatiivisten

tiheysfunktioiden otosestimaatit voivat antaa ennusteen tarkkuudesta väärään kuvan. (Dielbold, Gunther & Tay 1998) Tämän vuoksi työni lähestymistapana on arvioida mallien ennustetarkkuutta pääosin käytännön valuuttariskisovelluksen avulla teoreettisen tarkastelun sijaan.

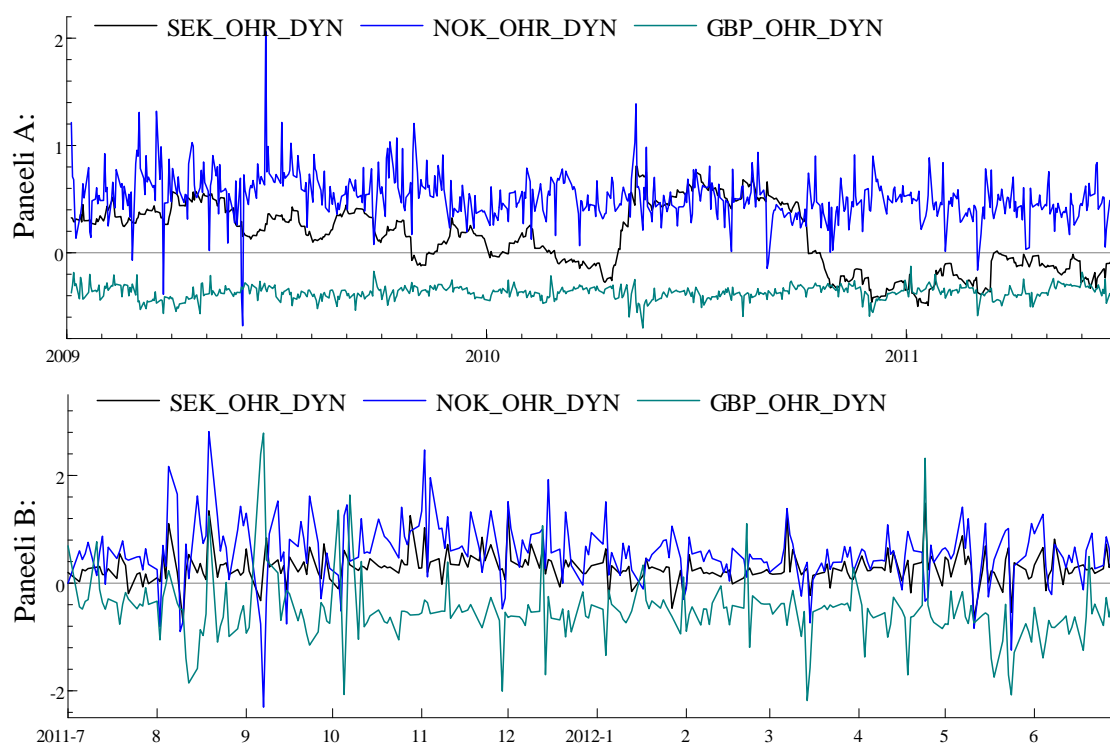
### **3.3 Estimointitulosten soveltaminen osakeportfolion valuuttariskisuojaukseen**

Tässä työni osassa sovellan esittelemieni ja estimoimieni ekonometristen mallien estimointituloksia osakeportfolion valuuttariskinhallintaan. Hyödynnän valuuttariskisuojaukseen osiossa 2.4. esittelemääni talousteoriaa. Suoritan valuuttariskisuojauksen kolmelle eri osakeportfoliolle, joiden arvo määräytyy ulkomaisessa valuutassa. Nämä portfoliot perustuvat Ruotsin, Norjan ja Iso-Britannian laajoihin osakeindekseihin ja näiden maiden valuuttojen vastaaviin valuuttafutuurisopimuksiin (SEK, NOK ja GBP), jotka on esitelty tarkemmin työni osassa 3.1. Tämän osion tarkoituksena on vertailla kunkin kolmeen maan osalta kolmea eri sijoitusportfoliota:

- 1. Riskisuojaamaton portfolio** koostuu ainoastaan ulkomaanvaluuttamääräisestä osakeindeksistä, jonka tuotto on muutettu euromääräiseksi käyttäen päivittäisen valuuttakurssin osto ja myyntitarjouksen välistä keskiarvoa (keskikurssi).
- 2. Staattisesti suojattu portfolio** koostuu ulkomaanvaluuttamääräisestä osakeindeksistä, jonka tuotto on muutettu euromääräiseksi sekä optimaalisen suojausasteen mukaisesta määrästä lyhyeksimytyä valuuttafutuuria kyseessä olevan maan valuutassa. Optimaalinen suojausaste perustuu OLS-menetelmällä estimoituihin staattisiin volatilitteetti- ja korrelaatioestimaatteihin.
- 3. Dynaamisesti suojattu portfolio** koostuu ulkomaanvaluuttamääräisestä osakeindeksistä, jonka tuotto on muutettu euromääräiseksi sekä optimaalisen suojausasteen mukaisesta määrästä lyhyeksimytyä valuuttafutuuria kyseessä olevan maan valuutassa. Optimaalinen suojausaste perustuu ehdollisiin volatilitteetti- ja korrelaatioestimaatteihin, jotka on estimoitu GARCH- ja DCC-mallien avulla.

Analysoin näiden kolmen portfolion tuottoja ja riskiä kahdella eri ajanjaksolla. Nämä ajanjaksot ovat 1/2009 – 6/2011. ja 7/2011/ – 6/2012, joista ensimmäinen perustuu otoksen sisäisiin (engl. in-sample) estimaatteihin ja jälkimmäinen otoksen ulkopuolisiin (engl. out-of-sample) eli ennustettuihin estimaatteihin. Työni pääpaino on erilaisten ehdollisten volatilitettiin- ja korrelaatiomallien hyödyntämisessä, mutta vertailtavuuden vuoksi olen hyödyntänyt myös tavanomaisia OLS-estimoinnin avulla saatuja volatilitettiin ja korrelaation otosestimaatteja staattisten suojausasteiden laskemisessa. Ennusteperiodilla olen estimoinut OLS-otosestimaatit hyödyntäen samaan otosta, jonka avulla olen laskenut dynaamiset suojausasteet. Näin varmistan että nämä kaksi vaihtoehtoista estimointi- ja riskienhallintamenetelmää ovat vertailukelpoisia ja hyödyntävät samaa informaatiojoukkoa.

Tarkastellaan seuraavaksi sekä staattiseen ja dynaamiseen suojausstrategiaan perustuvia optimaalisia suojausasteista. Nämä optimaaliset suojausasteet (engl. Optimal Hedge Ratio; OHR) on laskettu kappaleessa 2.4 esiteltyyn talousteoriaan perustuen. Otoksen sisäiset optimaaliset dynaamiset suojausasteet on esitetty Kuvan 5 Paneelissa A ja vastaavat suojausasteet otoksen ulkopuolisella ennusteperiodilla on esitetty kuvan Paneelissa B. Staattisiin suojausasteisiin liittyvät tunnusluvut sekä otoksen sisäisellä että otoksen ulkopuolisella ennustejaksolla on nähtävissä Taulukoissa 8 ja 9.



Kuva 5. Dynaamiseen suojausstrategian optimaaliset suojausasteet otoksen sisäisellä ja ulkoisella ajanjaksolla

Kuvasta 5 voimme havaita että suojausasteet vaihtelevat otoksen sisäisellä ajanjaksolla (Paneeli A) huomattavasti vähemmän kuin otoksen ulkopuolisella ennuste-ajanjaksolla (Paneeli B). Otoksen ulkopuolisella periodilla mallin volatiliteetti- ja korrelaatioestimaatit ovat epätarkempia suuremman ennustevirheen vuoksi. Otoksen sisäisistä suojausasteista voidaan katsoa Norjan kruunuun liittyvän suojausasteen vaihtelevan eniten ja Iso-Britannian punnan vähiten. Kokonaisuutena suojaustaso on positiivinen suurimman osana ajasta molempien pohjoismaisten valuuttojen osalta, valuuttafutuurin ja euromääräisen osakekurssin korrelaation ollessa positiivinen. Suojausaste taas on negatiivinen koko ajanjaksolla Iso-Britanniana punnan osalta, sillä euromääräisen osakeindeksin ja valuuttafutuurin korrelaatio on negatiivinen.

Tarkastellaan vielä optimaalisia suojausasteita tilastollisten tunnuslukujen valossa. Otoksen sisäisen ajanjakson osalta kyseiset tunnusluvut on esitetty alla olevassa taulukossa.

OHR				
r.OLS_HEDGED_SBX	0,2971			
r.OLS_HEDGED_OSEBX	0,6355			
r.OLS_HEDGED_TUKXG	-0,3325			
	OHR keskiarvo	min	max	keskihajonta
r.DYN_HEDGED_SBX	0,1443	-0,5001	0,8070	30,2306 %
r.DYN_HEDGED_OSEBX	0,5217	-0,6804	2,0635	22,2556 %
r.DYN_HEDGED_TUKXG	-0,3705	-0,7019	-0,1262	6,5157 %

*Taulukko 8. Optimaaliset suojausasteet otoksen sisäisellä ajanjaksolla (1/2009 - 6/2011)*

Taulukosta 8 näemme koko periodilla käytetyt staattiset suojausasteet sekä tunnuslukuja dynaamisista suojausasteista. Pohjoismaisten valuuttojen osalta dynaamista suojausasteiden keskiarvot ovat samaa suuruusluokkaa staattisten suojausasteisen kanssa, vaikka erityisesti Norjan kruunun osalta vaihteluväli pienimmän ja suurimman arvon välillä on suurta. Ruotsin dynaamisen suojausasteen keskiarvo taas poikkeaa jonkin verran staattisesta suojausasteesta. Kaikkien dynaamisten suojausasteiden osalta keskihajonta on samaa suuruusluokkaa. Vastaavat tunnusluvut otoksen ulkopuoliselle ennusteperiodille on nähtävissä Taulukossa 9.

	OHR keskiarvo	min	max	keskihajonta
r.OLS_HEDGED_SBX	0,3264	0,2767	0,3489	1,7555 %
r.OLS_HEDGED_OSEBX	0,5938	0,5522	0,6477	2,2907 %
r.OLS_HEDGED_TUKXG	-0,4211	-0,4301	-0,3318	3,2424 %
	OHR keskiarvo	min	max	keskihajonta
r.DYN_HEDGED_SBX	0,2658	-0,7184	1,4862	28,5135 %
r.DYN_HEDGED_OSEBX	0,5686	-2,3027	2,8148	56,4011 %
r.DYN_HEDGED_TUKXG	-0,5332	-2,1809	2,7862	59,9125 %

*Taulukko 9. Optimaaliset suojausasteet otoksen ulkopuolisella ajanjaksolla (7/2011 - 6/2012)*

Taulukosta 9 havaitsemme, että optimaalisten suojausasteiden keskihajonnat poikkeavat toisistaan merkittävästi staattisen ja dynaamisen estimointimenetelmän välillä. Myös suojausasteiden vaihteluvälit näiden kahden menetelmän välillä poikkeavat toisistaan merkittävästi. Huolimatta suurista eroista keskihajonnoissa ja vaihteluväleissä, menetelmien välisten suojausasteiden keskiarvot ovat keskenään samaa suuruusluokkaa.

### 3.4 Valuuttariskisuojattujen osakeportfolioiden analysointi

Olen vertaillut työssäni valuuttariskisuojauksen tehokkuutta käyttäen erilaisia riskikorjatun tuoton mittareita, joita olen esitellyt tarkemmin työni teoriaosaan kuuluvassa kappaleessa 2.4. Tässä työni kappaleessa pyrin vertailemaan osakeindeksikohtaisesti staattisen ja dynaamisen strategian avulla valuuttariskisuojattujen osakeportfolioiden tuottoa ja riskiä. Analysoin näitä tekijöitä ensin otoksen sisäisellä ajanjaksolla ja tämän jälkeen analysoin otoksen ulkoisen ennusteperiodin portfolioiden tuloksia. Tässä osiossa testaan myös kahden eri suojausstrategian avulla muodostettujen portfolioiden ja suojaamattoman portfolion tuottoeron tilastollista merkitsevyyttä ja dynaamisen ja staattisen suojausstrategian avulla muodostettujen portfolioiden tuottoeron tilastollista merkitsevyyttä. Näihin tuloksiin perustuen on mahdollista tehdä johtopäätöksiä valuuttariskisuojauksen hyödyllisyydestä sekä suojausstrategian valinnasta.

Olen ottanut tuloksissani huomioon myös transaktiokulujen vaikutuksen suojattujen portfolioiden tuottoihin, sillä nämä riskisuojauksesta koituvat kustannukset ovat erisuuria staattisen ja dynaamisen strategian välillä. Olen työssäni arvioinut valuuttafutuurisopimusten kustannukset CME (Chicago Mercantile Exchange) kauppapaikan kustannusten perusteella, koska olen käyttänyt työssäni myös vastaavan kauppapaikan futuurisopimusten hintasarjoja. Kustannuksiksi olen arvioinut noin 0,001 prosenttia sopimusten nimellisarvosta<sup>8</sup>. Esitänkin tässä osassa olevat tulokset aina transaktiokulujen jälkeen. Ilman transaktiokuluja lasketut tulokset suojatuille portfolioille on esitetty tarkemmin työni Liitteissä I ja J.

Otoksen sisäisen ajanjakson tulokset sekä valuuttariskisuojaamattoman portfolion että kahden vaihtoehtoisella tavalla riskisuojatun portfolion osalta on nähtävissä Taulukossa 10. Riskisuojattujen portfolioiden tuottomuuttujat on nimetty taulukossa Ruotsin,

---

<sup>8</sup> Lisätietoja valuuttafutuurien kuluista CME:ssä ([http://www.cmegroup.com/trading/fx/files/FX-212\\_Fees\\_for\\_Trading\\_FX\\_Products.pdf](http://www.cmegroup.com/trading/fx/files/FX-212_Fees_for_Trading_FX_Products.pdf)). Olen työssäni arvioinut sopimuksen kulujen olevan 1,6 USD (≈1.2 EUR) per sopimus tällä hetkellä voimaassa olevan perushinnoittelun mukaan. Sopimuksen nimellisarvo kaikkien kolmen käyttämäni instrumentin kohdalla on 125 000 EUR. Tällöin kuluksi sopimuksen nimellisarvosta saadaan 0,00096 % ≈ 0,001 %.

Norjan ja Iso-Britannian osakeindeksien osalta r.OLS\_SUOJ\_SBX, r.OLS\_SUOJ\_OSEBX ja r.OLS\_SUOJ\_TUKXG, vastaavasti. Vastaavien dynaamisesti suojattujen portfolioiden osalta lyhenne OLS on korvattu lyhenteellä DYN muuttujia nimettäessä. Taulukossa on esitetty sekä tuoton, volatiliteetin, huipukkuuden ja vinouden tunnuslukuja sekä riskikorjattua tuottoa ja riskiä kuvaavia tunnuslukuja. Riskikorjattuihin tuottolukuihin kuuluvat Sharpen suhdeluku (SR), korjattu Sharpen suhdeluku (ASR) ja ehdollinen Sharpen suhdeluku (CSR), jotka olen esitellyt tarkemmin työni kappaleessa 2.4. Riskiä kuvaavista tunnusluvuista taulukossa on nähtävissä keskihajonnan lisäksi Value-at-Risk-tunnusluku sekä ehdollinen VaR-tunnusluku. Olen lisäksi liitteessä G. esittänyt portfolioiden tuottoindeksit transaktiokulujen jälkeen otoksen sisäisen ajanjakson osalta.

	tuotto	keskihaj.	huipuk.	vinous	SR	ASR	CSR	VaR, 95 %	CVaR, 95 %
r.SBX_EUR	16,10 %	19,70 %	1,11	0,15	0,79	0,79	6,03	1,99 %	2,60 %
r.OSEBX_EUR	15,53 %	24,51 %	1,58	-0,11	0,62	0,59	4,37	2,55 %	3,46 %
r.TUKXG_EUR	5,51 %	17,81 %	1,33	-0,12	0,28	0,28	1,96	1,71 %	2,59 %
r.OLS_SUOJ_SBX	14,24 %	19,48 %	1,03	0,14	0,71	0,70	5,43	1,90 %	2,54 %
r.OLS_SUOJ_OSEBX	10,24 %	23,72 %	2,01	-0,01	0,41	0,41	2,93	2,40 %	3,34 %
r.OLS_SUOJ_TUKXG	6,29 %	17,47 %	1,39	-0,13	<b>0,33</b>	<b>0,33</b>	<b>2,32</b>	1,80 %	2,52 %
r.DYN_SUOJ_SBX	14,62 %	19,38 %	1,08	0,10	<b>0,73</b>	<b>0,72</b>	<b>5,57</b>	1,93 %	2,55 %
r.DYN_SUOJ_OSEBX	11,06 %	23,48 %	1,55	-0,13	<b>0,45</b>	<b>0,44</b>	<b>3,16</b>	2,42 %	3,36 %
r.DYN_SUOJ_TUKXG	6,04 %	17,49 %	1,38	-0,14	0,32	0,32	2,22	1,82 %	2,52 %

*Taulukko 10. Yhteenvedo suojaamattomasta ja suojatuista portfolioista otoksen sisäisellä ajanjaksolla transaktiokulujen jälkeen*

Tarkasteltaessa Taulukossa 10 esitettyjä tunnuslukuja Ruotsin osakeindeksin osalta, havaitsemme että valuuttariskiltä suojautuessaan, sijoittaja joutuu luopumaan myös osasta riskikorjattua tuottoa, keskihajonnan pienentyessä molempien suojausstrategioiden tapauksessa. Staattisen suojausstrategian tapauksessa sijoittaja joutuu luopumaan 1,86 prosentin tuotosta ja dynaamisen strategian tapauksessa 1,48 prosentin tuotosta. Transaktiokulut pienentävät dynaamisen strategian annualisoitua tuottoa 0,01 prosenttiyksikköä. Jakauman vinous ja huipukkuus pysyvät valuuttariskisuojuetuissa portfolioissa likimain samana riskisuojaamattomaan portfolioon verrattuna. Mikäli sijoittaja suojautuu valuuttariskiltä tämän osakeindeksin tapauksessa, osoittautuu dynaaminen suojausstrategia paremmaksi kaikilla kolmella riskikorjatun tuoton mittarilla mitattuna. Suurin ero dynaamisen strategian hyväksi saadaan



ehdollisen Sharpen suhdeluvun avulla, jota voidaan pitää parhaana riskikorjatun tuoton mittarina sen teoreettisten ominaisuuksien vuoksi (ks. kappale 2.5). Vaikka valuuttariskiltä suojautuessaan sijoittaja päätyy huonompaan tuotto-riski-suhteeseen riskikorjatun tuoton tunnusluvuilla mitattuna, riskisuojaus avulla onnistutaan pienentämään portfolion riskiä VaR- ja CVaR-tunnusluvuilla mitattuna.

Tarkastellaan seuraavaksi valuuttariskisuojausta otoksen sisäisellä ajanjaksolla Norjan osakeindeksin osalta. Mikäli sijoittaja haluaa suojautua valuuttariskiltä, täytyy hänen myös luopua staattisen suojausstrategian tapauksessa 5,29 prosenttiyksikön tuotosta ja dynaamisen strategian tapauksessa 4,47 prosenttiyksikön tuotosta. Transaktiokulut pienentävät dynaamisen strategian tuottoa 0,04 prosenttiyksikköä. Molempien suojausstrategioiden avulla on mahdollista laskea portfolion tuoton keskihajontaa noin prosenttiyksikön verran. Dynaamisen strategian tapauksessa tuoton vinous ja huipukkuus pysyvät likimain samalla tasolla, mutta staattisiin suojausasteisiin perustuvan strategian osalta tuottojakauman huipukkuus kasvaa ja vinous suurenee. Mikäli sijoittaja haluaa suojautua valuuttariskiltä tässä tapauksessa, joutuu hän myös hyväksymään heikomman tuotto-riski-suhteen kaikkien kolmen riskikorjatun tuoton tunnusluvun avulla mitattuna. Mikäli sijoittaja kuitenkin haluaa suojautua valuuttariskiltä, niin dynaaminen suojausstrategia johtaa parempiin portfolioihin, kaikkien riskikorjatun tuoton tunnuslukujen avulla mitattuna. Suurin ero dynaamisen strategian eduksi syntyy mitattaessa riskikorjattua tuottoa ehdollisen Sharpen suhdeluvun avulla. Myös Norjan osakeindeksiin liittyvien suojattujen portfolioiden riski on suojaamatonta portfolioa alemmalla tasolla VaR- ja CVaR-tunnuslukujen avulla mitattuna, joten riskisuojaus avulla onnistutaan vähentämään portfolion riskiä.

Tarkastellaan seuraavaksi riskisuojausstrategioiden vaikutusta Iso-Britannian osakeportfolioon otoksen sisäisellä ajanjaksolla. Suojautuessaan valuuttariskiltä, sijoittaja parantaa myös portfolion tuottoa staattisen strategian tapauksessa 0,78 prosenttiyksiköllä ja dynaamisen strategian tapauksessa 0,53 prosenttiyksiköllä. Transaktiokulut pienentävät dynaamisen strategian tuottoa 0,01 prosenttiyksiköllä. Tuoton keskihajontaa onnistutaan laskemaan hieman molemmissa tapauksissa suojaamattomaan portfolioon verrattuna, vinouden ja huipukkuuden tunnuslukujen pysyessä samankaltaisina. Mitattaessa valuuttakurssisuojaus tehokkuutta kaikkien

kolmen riskikorjatun tuoton tunnusluvun avulla saadaan tulokseksi että portfolion riski-tuotto-suhde paranee sekä staattisen että dynaamisen suojausstrategian avulla suojaamattomaan portfolioon verrattuna. Tämä tulos poikkeaa Ruotsin ja Norjan osakeindeksien tapauksessa saamista tuloksista. Kaikkien kolmen riskikorjatun tuoton tunnusluvun avulla mitattuna sijoittajan voidaan katsoa saavan parempi tuotto-riski-suhde staattisen suojausstrategian avulla, joka myös poikkeaa Ruotsin ja Norjan osakeindeksien tapauksissa saamista tuloksista. Verrattaessa suojattujen portfolioiden riskiä suojaamattomaan portfolioon, huomataan että suojattujen portfolioiden riski on alemmalla tasolla CVaR-tunnusluvulla mitattuna.

Olen näiden riskikorjattujen tunnuslukujen lisäksi analysoinut valuuttariskisuojausten tehokkuutta otoksen sisäisellä ajanjaksolla hyödyntämällä vaihtoehtoisella tavalla laskettua Sharpen suhdelukua, jota voidaan hyödyntää myös tilastollisessa testaamisessa. Olen laskenut Sharpen suhdeluvut molemmille suojausstrategioille vertaamalla näiden strategioiden tuottoeroa suojaamattomana portfolion tuottoon. Tämän tuottoeron ja tuottoeron keskihajonnan osamääränä saadaan Sharpen tunnusluku, jonka olen esitellyt työni teoriaosan (ks. kaava 2.22). Kertomalla tämä Sharpen tunnusluku otoskoon neliöjuurella, saadaan t-testisuure, jonka avulla on mahdollista testata eroaako suojausstrategian tuotto tilastollisesti merkitsevästi suojaamattoman portfolion tuotosta. Nämä vaihtoehtoisella tavalla lasketut Sharpen suhdeluvut on esitetty taulukossa 11 otoksen sisäisen ajanjakson osalta.

	tuottoero (p.a.)	keskihaj. (p.a.)	SR (ex-post)	t-arvo
r.OLS_SUOJ_SBX	-1,8586 %	2,9328 %	-0,63	-15,77
r.OLS_SUOJ_OSEBX	-5,2862 %	6,1555 %	-0,86	-21,37
r.OLS_SUOJ_TUKXG	0,7846 %	3,5018 %	0,22	5,57
r.DYN_SUOJ_SBX	-1,4843 %	3,6404 %	-0,41	-6,49
r.DYN_SUOJ_OSEBX	-4,4693 %	5,5684 %	-0,80	-12,77
r.DYN_SUOJ_TUKXG	0,5304 %	4,0248 %	0,13	2,10

*Taulukko 11. Yhteenveto valuuttakurssisuojaattujen ja suojaamattomien portfolioiden tuottoerosta otoksen sisäisellä ajanjaksolla transaktiokulujen jälkeen*

Taulukosta 11 huomaamme että sekä Ruotsin että Norjan osakeindeksien tapauksessa ja molempien suojausstrategioiden kohdalla, tuottoero suojaamattomaan strategiaan verrattuna on negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tässä t-testisuureen kriittinen arvo 5 prosentin riskitasolla on 1,96. Voimme tällöin tehdä johtopäätöksen että otoksen

sisäisellä ajanjaksolla valuuttariskisuojausstrategioiden avulla muodostettujen portfolioiden tuotto on tilastollisesti merkitsevästi huonompi kuin suojaamattoman portfolion. Tällöin sijoittajan ei ole kannattanut suojautua valuuttariskiltä, kun sitä tarkastellaan riskikorjatun tuoton avulla. Kuitenkin tarkasteltaessa tuloksia Iso-Britannian osakeindeksin osalta, huomaamme että sekä staattisen ja dynaamisen strategian avulla sijoittajan on onnistunut saavuttaa tilastollisesti merkitsevästi parempi tuotto valuuttariskisuojauksen avulla. Tällöin sijoittajan on kannattanut suojautua valuuttariskiltä kyseisellä ajanjaksolla.

Olen lisäksi tarkastellut dynaamisen ja staattisen suojausstrategian avulla muodostettujen portfolioiden tuottojen erotusta ja sen tilastollista merkitsevyyttä vaihtoehtoisella tavalla lasketun Sharpen tunnusluvun avulla. Tässä sovelluksessa olen laskenut Sharpen tunnusluvun käyttämällä osoittajassa dynaamisen ja staattisen strategian erotuksen keskiarvoa aikaperiodilla ja nimittäjässä tämän erotuksen keskihajontaa (ks. kaava 2.22). Tämän analyysin tulokset on esitetty taulukossa 12.

	tuottoero (p.a.)	keskihaj. (p.a.)	SR (ex-post)	t-arvo
r.DYN_SUOJ_SBX	0,3743 %	2,5402 %	0,15	3,67
r.DYN_SUOJ_OSEBX	0,8168 %	2,9511 %	0,28	6,89
r.DYN_SUOJ_TUKXG	-0,2543 %	0,8204 %	-0,31	-7,71

*Taulukko 12. Yhteenveto dynaamisen ja staattisen suojausstrategian tuottoerosta otoksen sisäisellä ajanjaksolla transaktiokulujen jälkeen*

Taulukosta 12 nähdään, että sekä Ruotsin että Norjan osakeindeksien tapauksessa dynaamisen strategian avulla muodostetun portfolion tuottoero staattiseen strategiaan verrattuna on positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tällöin voidaan todeta dynaamisen strategian avulla päästävän tilastollisesti merkitsevästi parempaan tuottoon kuin staattisen strategian avulla. Tarkasteltaessa vastaavia tuloksia Iso-Britannian osakeindeksin osalta, huomataan että tuottoero on tällä ajanjaksolla negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tällöin dynaamisen strategian avulla toteutetun riskisuojauksen voidaan sanoa olleen staattista huonompi riskikorjatun tuoton avulla mitattuna.

Yhteenvetona voin otoksen sisäisen ajanjakson tulosten perusteella todeta että Ruotsin ja Norjan osakeindeksien tapauksessa valuuttariskiltä suojautuessa, joutuu sijoittaja

tyytymään myös tilastollisesti merkitsevästi pienempää riskikorjattuun tuottoon. Voidaan myös todeta että suojattujen portfolioiden tuotto on ajanjaksolla tilastollisesti merkitsevästi pienempi, kuin vastaavan suojaamattoman portfolion tuotto. Kuitenkin näissä tapauksissa on portfolion riskiä onnistuttu alentamaan valuuttariskisuojausten avulla mitattaessa sitä VaR- ja CVaR-tunnuslukujen avulla. Iso-Britannia osakeindeksin tapauksessa valuuttariskiltä on kannattanut suojautua myös riskikorjatun tuoton tunnuslukujen valossa, sillä suojattujen portfolioiden riskikorjatut tuotot ovat suojaamatonta portfolioita korkeammalla tasolla. Lisäksi valuuttariskisuojattujen portfolioiden tuotot ovat tilastollisesti merkitsevästi suojaamatonta tuottoa korkeammalla tasolla. Ruotsin ja Norjan osakeindeksien tapauksessa valuuttariskiltä suojautuminen kannatti toteuttaa dynaamisen strategian avulla, kun taas staattinen strategia toi parempia tuloksia Iso-Britanniana osakeindeksin tapauksessa, kun tätä arvioidaan riskikorjatun tuoton tunnuslukujen avulla. Lisäksi voidaan todeta että Ruotsin ja Norjan osakeindeksien tapauksessa dynaamisen suojausstrategian avulla saavutetaan tilastollisesti merkitsevästi parempi tuotto suojaamattomaan strategiaan verrattuna ja Iso-Britanniana osakeindeksin tapauksessa staattisen strategian avulla on mahdollista saavuttaa tilastollisesti merkitsevästi parempi tuotto dynaamiseen strategiaan verrattuna. Kaikkien osakeindeksien osalta portfolion riskiä onnistuttiin vähentämään suojausstrategioiden avulla, kun riskiä mitataan CVaR-tunnusluvun avulla.

Tarkastellaan seuraavaksi vastaavia tuloksia otoksen ulkopuolisen ajanjakson osalta. Tällä ajanjaksolla kaikkien osakeindeksien tuotot ovat negatiivisia, joten tunnuslukujen tulkintaan tulee kiinnittää huomiota. Näiden tulosten yhteenveto on nähtävissä taulukossa 13 kaikkien kolmen maan osakeportfolioiden osalta ja kullakin kolmesta strategiasta. Taulukossa esitetyt tunnusluvut on laskettu transaktiokulujen jälkeen. Portfolioiden tuottoindeksien kuvaajat transaktiokulujen jälkeen, otoksen ulkopuolisen ajanjakson osalta, on esitetty liitteessä H.

	tuotto	keskihaj.	huipuk.	vinous	SR	ASR	CSR	VaR, 95 %	CVaR, 95 %
r.SBX_EUR	-12,71 %	28,21 %	0,76	-0,21	-0,47	-0,47	-3,14	3,30 %	4,18 %
r.OSEBX_EUR	-8,58 %	26,21 %	0,97	-0,36	-0,34	-0,35	-2,21	2,95 %	4,08 %
r.TUKXG_EUR	-6,50 %	20,99 %	1,25	0,08	-0,33	-0,33	-2,26	2,18 %	3,07 %
r.OLS_SUOJ_SBX	-14,15 %	28,09 %	0,65	-0,19	-0,52	-0,52	-3,59	3,36 %	4,06 %
r.OLS_SUOJ_OSEBX	-10,70 %	26,39 %	1,16	-0,30	-0,42	-0,43	-2,83	2,71 %	3,93 %
r.OLS_SUOJ_TUKXG	-2,19 %	20,27 %	1,32	0,03	-0,13	-0,13	-0,89	1,95 %	2,94 %
r.DYN_SUOJ_SBX	-13,54 %	28,34 %	0,62	-0,22	<b>-0,49</b>	<b>-0,50</b>	<b>-3,35</b>	3,35 %	4,17 %
r.DYN_SUOJ_OSEBX	-6,61 %	26,16 %	1,11	-0,32	<b>-0,27</b>	<b>-0,27</b>	<b>-1,77</b>	2,91 %	3,98 %
r.DYN_SUOJ_TUKXG	-1,59 %	20,51 %	1,47	0,24	<b>-0,10</b>	<b>-0,10</b>	<b>-0,71</b>	2,21 %	2,85 %

*Taulukko 13. Yhteenveto suojaamattomasta ja suojatuista portfolioista otoksen ulkopuolisella ajanjaksolla transaktiokulujen jälkeen*

Aloitin Taulukossa 13 esitettyjen tulosten tarkastelun Ruotsin osakeindeksin euromääräisistä tuotoista sekä staattisen ja dynaamisen strategian avulla suojatuista portfolioista. Mikäli sijoittaja haluaa suojautua valuuttariskiltä, on hänen tuottonsa staattisen suojausstrategian tapauksessa 1,44 prosenttiyksikköä pienempi ja dynaamisen suojausstrategian tapauksessa 0,82 prosenttiyksikköä pienempi. Transaktiokuluilla ei ole merkittävää vaikutusta staattisen strategian tuottoon ja dynaamisen strategian tapauksessa ne alentavat tuottoa 0,07 prosenttiyksiköllä. Suuremmat transaktiokustannukset dynaamisen strategian tapauksessa johtuvat optimaalisen suojausasteen vaihtelun myötä suuremmista valuuttafutuuritransaktioista. Portfolion keskihajonta, huipukkuus ja vinous ovat kaikissa kolmessa tapauksessa likimain samoilla tasoilla. Kun portfolioita tarkastellaan riskikorjattujen tuottolukujen valossa, niin voidaan todeta että portfolion riskikorjattu tuotto huononee hieman valuuttariskiltä suojautuessa. Vertaillaessa suojausstrategioita keskenään, huomataan että dynaamisen suojausstrategian avulla on mahdollista päästä parempaa riskikorjattuun tuottoon kaikkien kolmen riskikorjatun tuoton tunnusluvun perusteella. Tämä johtopäätös on kuitenkin selkein ehdollisen Sharpen suhdeluvun perusteella. Mikäli tarkastelemme suojattujen portfolioiden riskiä CVaR-tunnusluvun avulla, huomaamme että valuuttariskisuojauksella onnistutaan vähentämään riskiä suojaamattomaan portfolioon verrattuna molempien strategioiden tapauksessa.

Tarkastellaan seuraavaksi suojaamattoman portfolion ja kahden valuuttariskisuojatun portfolion tuottoja Norjan osakeindeksin osalta, jotka on esitetty Taulukossa 13. Sijoittajan suojautuessa valuuttariskiltä staattisen suojausstrategian avulla, saa sijoittaja

2,12 prosenttiyksikköä alemman tuottotason, kun dynaamisen suojautumisstrategian avulla sijoittaja päätyy 1,97 prosenttiyksikköä korkeammalle tuottotasolle. Transaktiokuluilla ei ole merkittävää vaikutusta staattisen strategian tuottoon ja dynaamisen strategian tapauksessa ne alentavat tuottoa 0,13 prosenttiyksiköllä. Keskihajonnan ja vinouden osalta nämä kolme portfolioa eivät poikkea merkittävästi toisistaan, joskin huipukkuus on hieman suurempaa suojatuissa portfolioissa. Kun vertailemme portfolioiden riskikorjattuja tuottolukuja, huomaamme että suojauduttaessa staattisen strategian avulla, päädytään alhaisempaan riskikorjattuun tuottoon, suojaamattomaan portfolioon verrattuna. Dynaamisen suojausstrategian avulla on kuitenkin mahdollista parantaa portfolion riskikorjattua tuottoa sekä suojaamattomaan että staattisesti suojattuun portfolioon verrattuna. Erityisen suuri ero dynaamisen ja staattisen suojausstrategian välille syntyy, kun riskikorjattua tuottoa mitataan ehdollisen Sharpen suhdeluvun avulla. Myös Norjan osakeindeksin tapauksessa suojattujen portfolioiden riski on suojaamatonta portfolioa alemmalla tasolla VaR- ja CVaR-mittareilla mitattuna.

Tarkastellaan seuraavaksi otoksen ulkopuolisen ajanjakson tuloksia Iso-Britannian osakeindeksin osalta Taulukosta 13. Suojautuessaan valuuttariskiltä staattisen strategian avulla sijoittaja saa 4,32 prosenttiyksikköä suuremman tuoton, kun dynaamisen strategian avulla sijoittaja pääsee 4,91 prosenttiyksikköä paremmalle tuottotasolle. Transaktiokuluilla ei ole merkittävää vaikutusta staattisen strategian tuottoon ja dynaamisen strategian tapauksessa ne alentavat tuottoa 0,12 prosenttiyksiköllä. Molempien suojausstrategioiden avulla portfolion keskihajonta laskee hieman ja huipukkuus kasvaa staattisen ja erityisesti dynaamisen strategian kohdalla. Tuottojakauman vinous pysyy likimain samana staattisen strategian tapauksessa, mutta kasvaa dynaamisen strategian kohdalla, jota voidaan pitää positiivisena sijoittajan kannalta. Tarkasteltaessa portfolioita riskikorjattujen tuottojen avulla, huomaamme että valuuttariskisuojaus on mahdollista parantaa portfolion riskikorjattua tuottoa merkittävästi. Dynaaminen suojausstrategia osoittautuu tässä tapauksessa staattista strategiaa paremmaksi kaikilla kolmella riskikorjatun tuoton mittarilla mitattuna. Myös Iso-Britannian osakeindeksin tapauksessa on mahdollista pienentää portfolion riskiä suojausstrategioiden avulla, kun sitä mitataan CVaR-tunnusluvun avulla. Tässä suhteessa dynaaminen strategia osoittautuu staattista selkeästi paremmaksi.

Olen lisäksi analysoinut valuuttariskisuojauksen hyödyllisyyttä sijoittajan näkökulmasta hyödyntämällä myös otoksen sisäisen ajanjakson tulosten analysointiin käyttämäni vaihtoehtoisella tavalla laskettua Sharpen suhdelukua, jossa suojattujen portfolioiden tuottoa verrataan suojaamattoman portfolioon tuottoon. Tämän analyysin tulokset on esitetty taulukossa 14.

	tuottoero (p.a.)	keskihaj. (p.a.)	SR (ex-post)	t-arvo
r.OLS_SUOJ_SBX	-1,4388 %	2,2975 %	-0,63	-15,58
r.OLS_SUOJ_OSEBX	-2,1232 %	4,2197 %	-0,50	-12,52
r.OLS_SUOJ_TUKXG	4,3152 %	2,8895 %	1,49	37,16
r.DYN_SUOJ_SBX	-0,8226 %	2,6149 %	-0,31	-5,00
r.DYN_SUOJ_OSEBX	1,9700 %	5,8449 %	0,34	5,36
r.DYN_SUOJ_TUKXG	4,9146 %	5,8085 %	0,85	13,46

*Taulukko 14. Yhteenveto valuuttakurssiSUOJjen ja suojaamattomien portfolioiden tuottoerosta otoksen ulkoisella ajanjaksolla transaktiokulujen jälkeen*

Taulukosta 14 huomaamme, että Ruotsin osakeindeksin tapauksessa sekä staattisen ja dynaamisen strategian avulla muodostettujen portfolioiden tuottoero suojaamattomaan strategiaan verrattuna on negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tällöin voidaan todeta valuuttariskisuojaus on ollut epäoptimaalista sijoittajan kannalta. Norjan osakeindeksin tapauksessa dynaamisen strategian avulla on onnistuttu pääsemään tilastollisesti merkitsevästi suojaamatonta portfolioa parempaan tuottoon, kun staattisen strategian avulla tuottoero on ollut merkitsevästi negatiivinen. Sijoittajan on kannattanut tällöin suojautua valuuttariskiltä ainoastaan dynaamisen strategian avulla. Iso-Britannian osakeindeksin osalta sekä staattisen ja dynaamisen strategian avulla on ollut mahdollista päästä tilastollisesti merkitsevästi parempaan tuottoon, suojaamattomaan portfolioon verrattuna. Tällöin valuuttariskisuojaus on ollut sijoittajan kannalta hyödyllistä molempien strategioiden avulla.

Myös otoksen ulkoisella periodilla olen vertaillut dynaamisen ja staattisen valuuttariskisuojausstrategian paremmuutta vaihtoehtoisella tavalla lasketun Sharpen tunnusluvun avulla, kuten tein otoksen sisäisten tulosten kohdalla. Tämän analyysin tulokset on esitetty taulukossa 15.

	tuottoero (p.a.)	keskihaj. (p.a.)	SR (ex-post)	t-arvo
r.DYN_SUOJ_SBX	0,6162 %	1,7951 %	0,34	8,54
r.DYN_SUOJ_OSEBX	4,0932 %	4,5491 %	0,90	22,39
r.DYN_SUOJ_TUKXG	0,5994 %	4,7850 %	0,13	3,12

*Taulukko 15. Yhteenveto dynaamisen ja staattisen suojausstrategian tuottoerosta otoksen ulkoisella ajanjaksolla transaktiokulujen jälkeen*

Taulukosta 15 näemme, että otoksen ulkoisella periodilla dynaamisen strategian tuottoero staattiseen verrattuna on positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä jokaisen tutkimani osakeindeksin osalta. Tällöin voin todeta dynaamisen strategian olleen staattista strategiaa tilastollisesti merkitsevästi parempi tapa suojautua valuuttariskiltä.

Taulukossa 15 esitetyt tulokset on laskettu olettamalla transaktiokustannusten olevan 0,001 % valuuttakurssinfutuurisopimusten nimellisarvosta. Transaktiokustannusten vaikutus kokonaistuottoon otoksen ulkoisella periodilla on huomattavasti suurempi dynaamisen strategian osalta, sillä tässä strategiassa valuuttafutuuripositiota muutetaan päivittäin huomattavasti enemmän, optimaalisen suojausasteen muuttuessa huomattavasti enemmän kuin staattisessa strategiassa. Tällöin on mielenkiintoista analysoida, kuinka suurilla transaktiokustannuksilla dynaamisen strategian hyödyntäminen suojautumisessa tuottaa edelleen tilastollisesti merkitsevästi paremman tuoton. Ylin mahdollinen transaktiokulutaso, jolla dynaaminen strategia tuottaa edelleen tilastollisesti paremman tuoton kuin staattinen strategia on Ruotsin osakeindeksin tapauksessa 0,006 prosenttia. Vastaava transaktiokuluraja on Norjan osakeindeksin osalta 0,025 prosenttia ja Iso-Britannian osakeindeksin osalta 0,001 prosenttia. Voidaankin todeta että Norjan osakeindeksin osalta kulujen merkitys dynaamisen strategian paremmuuteen on pienin, kun taas Iso-Britannian osalta suurin. Mikäli transaktiokulut nousevat työssä käyttämältäni tasolta, ei dynaaminen strategia ole enää Iso-Britannian osakeindeksin osalta tilastollisesti merkitsevästi parempi tapa suojautua valuuttariskiltä.

Otoksen ulkopuolisen ajanjakson tuloksien osalta voin yhteenvetona todeta, että dynaaminen suojausstrategian tuotto osoittautui tilastollisesti merkitsevästi staattisen strategian tuottoa paremmaksi jokaisen osakeindeksin kohdalla. Dynaamisen strategian avulla muodostettujen portfolioiden riskikorjattu tuotto osoittautui lisäksi staattisen strategian avulla muodostettujen portfolioiden riskikorjattua tuottoa paremmaksi



kaikkien kolmen käyttämäni riskikorjatun tuoton mittarin avulla mitattuna. Dynaamisen suojausstrategian paremmuus staattiseen strategiaan verrattuna tuli parhaiten esiin, kun riskikorjattua tuottoa mitattiin ehdollisen Sharpen tunnusluvun avulla. Otoksen ulkopuolisella ajanjaksolla ainoastaan Ruotsin osakeindeksin tapauksessa sijoittaja joutui luopumaan osasta riskikorjattua tuottoa valuuttariskiltä suojautuessaan. Molempien riskisuojaattujen portfolioiden tuottoero suojaamattomaan portfolioon verrattuna oli negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Sekä Norjan että Iso-Britannian osakeindeksien kohdalla vähintään dynaamisen valuuttariskisuojausstrategian avulla oli mahdollista parantaa portfolion riskikorjattua tuottoa suojaamattomaan portfolioon verrattuna. Tällöin valuuttariskisuojautumisen dynaamisen strategian avulla voidaan todeta olleen kannattavaa näiden kahden osakeindeksin kohdalla käytettäessä dynaamista strategiaa. Dynaamisen strategian tuottoero staattiseen strategiaan verrattuna oli positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä Norjan ja Iso-Britannian osakeindeksien osalta. Kaikkien osakeindeksien kohdalla suojausstrategioiden avulla onnistuttiin vähentämään portfolion riskiä CVaR-luvulla mitattuna.

## 4 Johtopäätökset

Olen työssäni soveltanut ehdollisen volatilitietin ja korrelaation mallintamiseen sopivia ekonometrisia menetelmiä osakeportfolion valuuttariskinhallintaan. Työni alussa käsitellään valuuttariskisuojausautumisen teoriaa sekä perustellaan käyttämieni ekonometristen mallien hyödyllisyyttä osake- ja valuuttakurssituottojen mallintamisessa. Esittelen käyttämieni ekonometristen mallien teoreettisen taustan ja käyn läpi valuuttariskisuojausautumiseen liittyvää talousteoriaa ja menetelmiä erilaisten suojausstrategioiden tehokkuuden mittaamiseksi. Työni empiirisessä osassa kuvailen käyttämäni aineistoa ja perustelen miksi käyttämäni ekonometriset mallit sopivat sovelluskohteeseeni. Tämän jälkeen esittelen estimointitulokseni ja sovellan niitä osakeportfolion valuuttariskinhallintaan. Työni viimeisessä osassa analysoin valuuttariskisuojausautumisen tehokkuutta esittelemieni riskikorjatun tuoton mittareiden lisäksi myös puhtaasti tuoton ja riskin avulla.

Vertailen työssäni kahta erilaista suojausstrategiaa, joiden avulla on mahdollista suojautua valuuttariskiltä. Toinen strategia perustuu staattisiin suojausasteisiin, jotka on muodostettu käyttämällä OLS-otosestimaatteja volatiliteteille ja korrelaatioille. Staattisen suojausstrategian vaihtoehtona analysoin dynaamista suojausstrategiaa, jossa ajassa muuttuvat suojausasteet on muodostettu hyödyntämällä ehdollisia volatilitietti- ja korrelaatiomalleja. Käytän työssäni volatilitietin estimointiin GARCH-malleja ja korrelaation estimointiin DCC-malleja. Hyödynnän näitä malleja sekä OLS-menetelmällä saatuja otosestimaatteja dynaamisten ja staattisten suojausasteiden muodostamisessa sekä otoksen sisäisellä että ulkopuolisella ajanjaksolla. Työssäni vertailen keskenään dynaamista ja staattista valuuttariskisuojausstrategiaa. Myös valuuttariskisuojausautumisen hyödyllisyyden arviointi empiirisiin tuloksiin perustuen on työni mielenkiinnon kohteena. Näihin kahteen kokonaisuuteen liittyvien empiiristen tulosten arviointiin käytän työni alussa esiteltyä talousteoreettista kehikkoa.

Valuuttariskisuojausstrategioiden tehokkuutta on työssäni analysoitu sekä otoksen sisäisellä että ulkoisella ajanjaksolla. Otoksen ulkoisen ajanjakson tulosten saamiseen käytettyä tutkimusasetelmaa voidaan pitää realistisempana tapana tutkia kahden suojausstrategian keskinäistä paremmuutta. Otoksen ulkoisella ajanjaksolla käytetty

valuuttariskisuojaussovellus kuvaa mahdollisimman realistisella tavalla strategiaa, jota olisi mahdollista hyödyntää myös käytännön sijoitustoiminnassa. Otoksen sisäisen ajanjakson riskisuojauksessa sen sijaan hyödynnetään informaatiota, jota reaali maailmassa ei olisi kyseisellä ajanjaksolla käytettävissä, joten tästä johtuva harha on otettava huomioon tutkimustuloksia tarkasteltaessa. Otoksen sisäisten tulosten tarkastelu on kuitenkin hyödyllistä, sillä niiden avulla voidaan testata mallien sopivuutta aineistoon ja saada tietoa esimerkiksi otoksen ulkopuolisella periodilla tehtyjen ennusteiden vaikutuksesta estimointituloksiin. Käytännön johtopäätösten tekeminen tutkimustuloksista tulee tehdä otoksen ulkopuolisen ajanjakson perusteella.

Otoksen ulkopuolisen ajanjakson tulosten perusteella voin todeta, että valuuttafutuuriin avulla toteutetun dynaamisen valuuttariskisuojausstrategian avulla on mahdollista päästä tilastollisesti merkitsevästi parempaan tuottoon staattiseen suojausstrategiaan verrattuna. Tämä johtopäätös voidaan tehdä kaikkien tarkastelemieni kolmen osakeindeksin tapauksessa. Dynaaminen valuuttariskisuojausstrategia osoittautuu staattista suojausstrategiaa paremmaksi myös riskikorjatun tuoton tunnuslukujen avulla mitattuna. Vertailussa olen huomionut myös transaktiokustannusten vaikutuksen, joilla tarkoitetaan tässä sovelluksessa valuuttafutuurisopimusten ostamisesta ja myymisestä syntyviä kapankäyntikustannuksia. Transaktiokustannusten huomioonottaminen kaventaa eroja dynaamisen ja staattisen suojausstrategian välillä, koska dynaaminen suojausstrategia edellyttää portfolion valuuttafutuuri-position suurempaa muuttamista uuden informaation kertyessä. Tämä on seurausta dynaamisen strategian optimaalisen suojausasteen vaihteluista, jotka ovat huomattavasti staattisen strategian suojausasteen vaihteluita suurempia.

Olen tarkastellut tilannetta, jossa transaktiokustannukset ovat 0,001 prosenttia valuuttafutuuriin nimellisarvosta. Mielenkiintoista onkin analysoida, kuinka paljon transaktiokustannusten tulisi nousta, jotta niillä olisi vaikutusta tutkimustuloksista tehtäviin johtopäätöksiin. Transaktiokustannustasot, joilla dynaamisen strategian tuotto on edelleen staattisen strategian tuottoa tilastollisesti merkitsevä parempi, ovat Ruotsin, Norjan ja Iso-Britannian osakeindeksien osalta 0,006 %, 0,025 % ja 0,001 % vastaavasti. Mikäli transaktiokustannukset nousevat näiden rajojen yläpuolelle, dynaamisen ja staattisen strategian avulla saatujen tuottojen välillä ei voida sanoa

olevan tilastollisesti merkitsevää eroa. Näistä transaktiokustannustasoista näemme että Ruotsin ja Norjan osakeindeksien tapauksessa dynaaminen strategia osoittautuu paremmaksi riskisuojausstrategiaksi, vaikka transaktiokustannukset nousisivat merkittävästi työssä käyttämältäni tasolta. Iso-Britannian osalta sen sijaan jo hieman käyttämiä transaktiokustannuksia suuremmilla kustannuksilla dynaamisen ja staattisen suojausstrategian tuoton välille ei saada tilastollisesti merkitsevää eroa.

Transaktiokustannuksiin liittyvien tulosten perusteella voidaan tehdä päätelmiä erilaisten transaktioverojen vaikutuksesta valuuttariskisuojautumiseen. Euroopan komission syyskuussa tekemän ehdotuksen pohjalta on käyty keskustelua rahoitusinstrumenteilla tehtäviin transaktioihin mahdollisesti sisällytettävästä transaktioverosta. Ehdotuksen mukaan johdannaiskaupankäyntiä verotettaisiin 0,01 prosentin suuruisella transaktioverolla Euroopan Unionin alueella<sup>9</sup>. Myös 0,1 prosentin suuruinen transaktiovero on ollut esillä veroa koskevassa keskustelussa. Nämä kustannukset tulisivat todennäköisesti lisäämään esimerkiksi valuuttafutuurisopimusten kaupankäyntikustannuksia samassa suhteessa, joten niillä olisi vaikutusta myös valuuttariskisuojautumiseen.

Työni tulosten perusteella ylimääräiset transaktiokustannukset tarkoittaisivat, että sijoittajan ei kannattaisi hyödyntää dynaamista strategiaa riskisuojautumisessa Ruotsin ja Iso-Britannian osakeindeksien tapauksessa. Transaktiokustannusten noustessa näiden osakeindeksien osalta 0,01 prosenttia ei dynaamisen ja staattisen strategian välillä voida katsoa olevan tilastollista eroa. Tällöin riskisuojautuminen kannattaa toteuttaa yksinkertaisemman staattisen strategian avulla. Sijoittaja joutuu tässä tapauksessa luopumaan osasta sijoitusportfolionsa riskikorjattua tuottoa lisääntyneiden transaktiokustannusten vuoksi. Myös sijoittajan portfoliostaan saaman hyöty on tällöin alemmalla tasolla, koska hänen on optimaalista muuttaa valuuttariskisuojausstrategiaa dynaamisesta staattiseksi, veron vaikutuksesta lisääntyneiden transaktiokustannusten vuoksi. Kuitenkin esimerkiksi Norjan osakeindeksin tapauksessa näitä sijoittajan kokemia hyötytappioita ei voida katsoa syntyvän vielä transaktioveron lisätessä

---

<sup>9</sup> Euroopan komission 29.9.2011 julkaisema ehdotus aiheesta on luettavissa osoitteessa: [http://ec.europa.eu/taxation\\_customs/resources/documents/taxation/other\\_taxes/financial\\_sector/com\(2011\)594\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/taxation/other_taxes/financial_sector/com(2011)594_en.pdf).

kustannuksia 0,01 prosenttia. Mikäli veron tuomat kustannukset ylittäisivät 0,025 prosentin rajan, nämä sijoittajan hyötytappiot realisoituisivat myös Norjan osakeindeksiin liittyvän valuuttariskisuojauksen tapauksessa.

Työni johtopäätösten kannalta keskeinen kysymys on hahmotella, miksi käyttämäni dynaaminen riskisuojausstrategia onnistuu staattista strategiaa paremmin suojaamaan sijoittajaa valuuttariskiltä. Tämä on mielestäni seurausta optimaalisen suojausasteen laskemiseen tarvittavien parametrien eli volatilitietin ja korrelaation estimoimisesta ehdollisen volatilitietin ja korrelaation malleilla perinteisten staattisten OLS-otosestimaattien sijaan. Näiden mallien avulla on mahdollista ottaa huomioon monia rahoitusmarkkina-aineistojen tyypillisiä piirteitä, joita staattiset otosestimaatit eivät onnistu huomioimaan.

Nämä ehdolliset mallit mallintavat volatilitietin ja korrelaation rakenteen ajassa muuttuvana, sekä niiden avulla on mahdollista ottaa huomioon ehdollisessa ja ehdottomassa tuottojakaumassa esiintyvää paksuhäntäisyyttä. Näitä tekijöitä voidaan pitää laajan empiirisen tutkimuksen valossa yleisesti hyväksytyinä faktoina, joten niiden huomioonottamisesta syntyvät tehokkuushyödyt valuuttariskisuojauksessa ovat myös teoreettisella tasolla ymmärrettäviä. Käyttämäni ehdolliset mallit onnistuvat suodattamaan rahoitusmarkkinainformaatiota perinteisiä malleja paremmin ja mahdollistavat tämän tiedon soveltamisen riskienhallintasovelluksessa staattisia malleja tehokkaammin.

Työni johtopäätöstä dynaamisen suojausstrategian paremmuudesta voidaan pitää merkittävänä, koska staattiset strategiat ovat laajalti käytössä käytännön sijoitustoiminnassa. Työni tulokset ovat myös laajemmin tulkittavissa erilaisten kehittyneempien ekonometristen menetelmien hyödyllisyydestä rahoitusmarkkina-aineistojen analysoinnissa. Kehittyneempien menetelmien avulla on mahdollista saavuttaa aitoja tehokkuushyötyjä sijoittajan näkökulmasta, jotka johtuvat mallien paremmasta kyvystä suodattaa rahoitusmarkkinainformaatiota. Tehokkaampi informaation käsittely onkin entistä tärkeämpi ominaisuus monimutkaistuvilla rahoitusmarkkinoilla, joilla sijoittajalla on käytössään yhä enemmän informaatiota.

Vaikka dynaaminen valuuttariskisuojausstrategia osoittautuu työni tulosten perusteella parhaaksi tavaksi suojautua valuuttakurssiriskiltä, sisältyy sen hyödyntämiseen myös monia epävarmuus- ja riskitekijöitä. Dynaamisen strategian hyödyntäminen vaatii huomattavasti monimutkaisempien ekonometristen mallien käyttöä volatilitteetti- ja korrelaatioparametrien estimoimiseksi. Näiden ekonometristen mallien estimointi edellyttää monia valintojen mallien spesifioinnista, jolloin mallin tilastollisen hyvyyden testaaminen on suuressa roolissa. Estimoitaessa volatilitteetti- ja korrelaatioparametrit OLS-otosestimaattien avulla, prosessi on huomattavasti suoraviivaisempi, eikä mallin valintaan liity yhtä suuria riskitekijöitä. Mallin valintaan liittyviä epävarmuustekijöitä kutsutaan yleisesti mallinnusriskeiksi, jotka kasvavat mallien monimutkaistuessa. Tällöin epävarmuuden katsotaan liittyvän siihen, kuvaavatko mallin avulla estimoidut parametrit riittävällä tarkkuudella todellisuutta. Lisääntyneen mallinnusriskin lisäksi, dynaamisen strategian hyödyntäminen on myös aikaa vievempää, staattiseen strategiaan verrattuna.

Dynaamisen strategian avulla saadut optimaaliset suojausasteet myös vaihtuvat ajassa huomattavan paljon.. Tällöin strategian toteuttaminen vaatii usein tapahtuvia ja potentiaalisesti suuria valuuttafutuuri-transaktioita. Mikäli suojausasteen laskemisessa hyödynnetyt mallit sopivat huonosti ajanjakson parametrien estimointiin, on vaarana että mallin perusteella tehdään enemmän ja suurempia transaktioita, kuin valuuttasuojauksen kannalta olisi tarpeellista. Tällöin sijoittajalle koituu ylimääräisiä transaktiokustannuksia, eikä valuuttariskisuojaus ole optimaalisella tasolla. Myös tämä tekijä liittyy läheisesti dynaamisen strategian lisääntyneeseen mallinnusriskiin.

Työssäni valuuttariskisuojatut portfoliot on muodostettu tekemällä valuuttafutuuri-transaktioita päivittäin optimaalisen suojausasteen ylläpitämiseksi. Tämä ei aina ole käytännön sijoitustoiminnan kannalta optimaalista, sillä se sisältää potentiaalisesti enemmän transaktiokuluja kuin strategia, jossa valuuttafutuuri-positio tasapainotetaan harvemmin. Päivittäin suojausastetta tasapainotettaessa, myös riskisuojauksen kannalta tarpeettomien transaktioiden tekemisen riski kasvaa. Vaihtoehtona päivittäin tasapainotettavalla suojausstrategialle on johdannaispositioiden tasapainottaminen esimerkiksi viikoittain. Suojausstrategia olisi tässä tapauksessa edelleen ajassa muuttuva, mutta suojausasteet mukautuisivat muuttuvaan informaatioon

harvemmin. Tällöin kuitenkin dynaamisen strategian informaation tehokkaasta hyödyntämisestä koituvat hyödyt ovat potentiaalisesti alemmalla tasolla.

Työni teoreettisessa osassa käsittelin valuuttariskinhallinnan hyödyllisyyttä sijoittajan näkökulmasta. Työni empiirisen osan otoksen ulkopuolisten tulosten valossa voin todeta että tarkastelemani ajanjakson osalta valuuttariskiltä suojautuminen on järkevää sekä Norjan että Iso-Britannian osakeindeksien tapauksessa, kun sitä mitataan riskikorjatun tuoton mittareiden avulla. Iso-Britannian osakeindeksin tapauksessa molemmat suojausstrategiat parantavat portfolion riskikorjattua tuottoa, kun Norjan osakeindeksin tapauksessa riskikorjatun tuoton parantaminen onnistui dynaamisen suojausstrategian avulla. Ruotsin osakeindeksin tapauksessa sijoittaja joutuu kuitenkin luopumaan osasta riskikorjattua tuottoa, suojautuessaan valuuttariskiltä kumman tahansa suojausstrategian avulla.

Riskikorjattujen tuottotunnuslukujen lisäksi valuuttariskisuojaus tehokkuutta on tarkasteltu vertailemalla suojattujen ja suojaamattomien portfolioiden tuottoeroja. Näitä eroja tarkasteltaessa voidaan todeta tulosten olevan yhteneviä edellä esiteltyjen riskikorjatun tuoton tunnuslukujen perusteella tehtyjen johtopäätösten kanssa. Valuuttariskisuojaattujen portfolioiden tuotto Ruotsin osakeindeksin osalta on tilastollisesti merkitsevästi huonompi sekä dynaamisen että staattisen strategian tapauksessa. Tällöin valuuttariskisuojauminen ei ole sijoittajan kannalta hyödyllistä. Norjan osakeindeksin osalta taas sijoittaja pääsee tilastollisesti merkitsevästi parempaan tuottoon dynaamisen strategian avulla ja portfolion tuotto staattisen strategian avulla on tilastollisesti merkitsevästi huonompi. Valuuttariskisuojaus kannattaa tällöin toteuttaa vain dynaamisen strategian avulla. Iso-Britannian osakeindeksin tapauksessa molempien strategioiden avulla toteutetun valuuttariskisuojaus on mahdollista parantaa portfolion tuottoa. Tällöin voidaan todeta valuuttariskisuojaus olevan kannattavaa Iso-Britannian osakeindeksin osalta.

Rahoitusteoreettisesta näkökulmasta nämä hieman ristiriitaiset tulokset ovat ymmärrettäviä, sillä tehokkaasti toimivilla rahoitusmarkkinoilla ei tulisi olla mahdollista päästä korkeammalle riskikorjatun tuoton tasolle valuuttakurssisuojaus avulla. Teorian mukaan sijoittajan riskiyyksikköä kohden saaman tuoton tulisi pysyä vakiona

myös suojattujen ja suojaamattomien portfolioiden välillä. Tutkimustulosteni perusteella esiintyvä ylituotto Iso-Britannian (dynaaminen ja staattinen strategia) ja Norjan (dynaaminen strategia) osakeindeksien kohdalla voi olla seurausta myös ajanjakson ja tutkittavien aikasarjojen valinnasta.

Mahdollisille ylituotoille valuuttariskin tapauksessa on esitetty myös valuuttamarkkinoiden rakenteeseen liittyviä perusteluja. Huolimatta valuuttamarkkinoiden korkeasta volyymistä ja likviditeetistä, saattaa markkinoilla esiintyä epätäydellisyyksiä. Monet valuuttamarkkinoilla tapahtuvat transaktiot ovat seurauksia muilla markkinoilla tapahtuvista transaktioista, eikä kaikkia transaktioita ei tehdä riskikorjattua tuottoa maksimoiden. Valuuttamarkkinoilla tehdään paljon transaktioita puhtaasti riskin karttamiseksi ja joiden motivaationa toimii transaktio toisella markkinalla. Tällöin epätäydellisyyksiä voi olla mahdollista hyödyntää, niin erilaisten arbitraasistrategioiden kuin myös valuuttariskienhallintasovellusten avulla. Nämä markkinoiden epätäydellisyydet voivat olla selittäjinä Iso-Britannian ja Norjan osakeindeksien tapauksessa saavuttamilleni ylituotoille. Näiden ylituottomahdollisuuksien voidaan kuitenkin katsoa oleva hyvin instrumentti-, markkina- ja ajanjaksokohtaisia, kuten työni tulokset Ruotsin osakeindeksin kohdalla osoittavat.

Työni teoreettisessa osassa nostamani hypoteesin mukaan valuuttariskin vaikutukset portfolion tuottoon voivat olla potentiaalisesti suuria ja valuuttoihin liittyvät tuotot pitkällä aikavälillä pieniä riskiin suhteutettuna. Käyttämäni otoksen ulkopuolista periodia voidaankin pitää kohtuullisen lyhyenä aikana argumentissa esiintyvien pitkän aikavälin tuottovaikutusten arviointiin ja valuuttariskisuojausten merkitystä voidaan tarkastella riskikorjatun tuoton sijasta myös puhtaasti riskin näkökulmasta. Tarkasteltaessa valuuttariskisuojausten riskiä vähentävää vaikutusta, voidaan todeta, että kaikkien kolmen osakeindeksin tapauksessa molempien suojausstrategioiden avulla oli mahdollista vähentää portfolion riskiä CVaR-luvun avulla mitattuna. CVaR-lukua voidaankin pitää tässä suhteessa kaikkein hyödyllisimpänä riskimittarina sen hyvien teoreettisten ominaisuuksien vuoksi. Tämän portfolion kokonaisriskiä vähentävän vaikutuksen vuoksi voidaan valuuttariskisuojausta pitää hyödyllisenä, muiden työssä käsittelemieni valuuttariskisuojausten tarpeellisuutta puolustavien syiden lisäksi.



Työssä käsittelemäni teoreettinen viitekehys ja ekonometriset mallit tarjoavat monia mahdollisuuksia jatkotutkimukselle. Kiinnostavaa olisi jatkossa soveltaa työssä käyttämiäni valuuttariskinhallinnan menetelmiä ja malleja eri ajanjaksoille ja eri osakeindeksi- ja valuuttapareille. Näin olisi mahdollista tehdä laajempia johtopäätöksiä työni tulosten suhteen ja tarkastella tuloksia selittäviä tekijöitä entistä tarkemmin. Myös käyttämiäni riskienhallintamenetelmiä muokkaamalla olisi mahdollista muodostaa uusia tutkimusasetelmia. Olisi mahdollista esimerkiksi tarkastella strategioita, joissa suojattujen portfolioiden johdannaispositioista tasapainotetaan harvemmin kuin kerran päivässä, jolloin välttyttäisiin osalta transaktiokustannuksista. Tutkimusasetelmaani on mahdollista hyödyntää myös käyttämällä volatilitietin ja korrelaatioparametrien estimoimiseen erilaisia ekonometrisia menetelmiä. Kiinnostavaa olisi myös soveltaa käyttämiäni riskienhallintamenetelmiä muissa riskienhallintasovelluksissa. Käyttämieni menetelmien soveltaminen esimerkiksi korko-, hyödyke- tai luottoriskinhallintaan olisi paitsi mahdollista myös järkevää.

## Lähdeluettelo

Acerbi, C. & Tasche, D. (2002). On the coherence of expected shortfall. *Journal of Banking and Finance*, 26, 1486 – 1503.

Akaike, H. (1973). Information theory and extension of the maximum likelihood principle. Teoksessa Petrov, B. N. & Csaki, F. (toim.) *Second international symposium on information theory*. Budapest: Akademiai Kiado, 267 – 281.

Agarwal, V. & Naik, N.Y. (2004). Risk and portfolio decisions involving hedge funds. *Review of Financial Studies*, 17(1), 63 – 98.

Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J.M. & Heath, D. (1997). Thinking coherently. *Risk Magazine*, 10(11), 68 – 71.

Asquit, P. & Mullins D. (1986). Equity issues and offering dilution. *Journal of Financial Economics*, 15, 61 – 89.

Baillie R. T. & Bollerslev T. (1989). The message in daily exchange rates: conditional variance tale. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 295 – 307.

Baillie, R. T., Bollerslev T. & Mikkelsen H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3 – 30.

Bauwens L., Laurent S. & Rombouts J. (2006). A review of multivariate GARCH models with applications to financial data. *Journal of Applied Econometrics*, 21, 79 – 109.

Bera, A. K. & Higgins, M. L. (1993). ARCH models: properties, estimation and testing. *Journal of Economic Surveys* 7, 305 – 366.

Bollerslev T. P. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307 – 327.

Bollerslev, T. P. (1987). A Conditional heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Review of Economics and Statistics*, 69, no. 3, 542 – 547.

Bollerslev, T. P. (1990). Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A Multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics*, 72, 498 – 505.

Bollerslev, T. P., Chou, R. Y. & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52, 5 – 59.

Bollerslev, T. P. & Woolridge, J. M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation of dynamic models with time varying covariances. *Econometric reviews*, 11, 143 – 172.

- Box G. E. P. & Pierce D. A. (1970). Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, 65, no. 332, 1509 – 1526.
- Campbell J. Y, Medeiros K. S. & Viceira L. M. (2010). Global Currency Hedging. *The Journal of Finance*, LXV, no. 1, 87 – 121.
- Chakraborty, A. & Barkoulas, J.T. (1999). Dynamic futures hedging in currency markets. *The European Journal of Finance*, 5, 299 – 314.
- Chang, C., González-Serrano, L. & Jiménez-Martín, J. (2012). Currency hedging strategies using dynamic multivariate GARCH. *Working Paper; Documentos de trabajo del Instituto Complutense de Análisis Económico*, no. 33.
- Christodoulakis, G. A. & Satchell S. E. (2002). Correlated ARCH: modelling the time-varying correlation between financial asset returns. *European Journal of Operations Research*, 139, 351 – 370.
- Comte, F. & Lieberman, O. (2003). Asymptotic theory for multivariate GARCH processes. *Journal of Multivariate Analysis*, 84, 61 – 84.
- Cont R. (2001). Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, 1, 223 – 236.
- Cryer J. D. & Chan K. (2008). *Time series analysis with applications in R* (2<sup>nd</sup> edition). New York: Springer.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057 – 1072.
- Diebold, F. X. (1988). *Empirical modeling of exchange rate dynamics*. New York: Springer Verlag.
- Diebold, F. X., Gunther, T. A. & Tay, A. S. (1998). Evaluating density forecasts with applications to financial risk management. *International Economic Review*, 39, 863 – 883.
- Diebold, F. X., Hahn, J. & Tay A. S. (1999). Multivariate density forecast evaluation and calibration in financial risk management: high-frequency returns on foreign exchange. *Review of Economics and Statistics*, 81, 863 – 883.
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, 50, no. 4, 987 – 1007.
- Engle R., (2002a). New frontiers for ARCH models. *Journal of Applied Econometrics*, 17, 425 – 446.
- Engle, R. (2002b). Dynamic conditional correlation - a simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339 – 350.

- Engle, R. & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, 5, 1 – 50.
- Engle R. F. & González-Rivera G. (1991). Semiparametric ARCH models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 9, no. 4, 345 – 359.
- Engle, R. & Sheppard, K (2001). Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH. *Working paper series (National Bureau of Economic Research)*, no. 8554.
- Engle R. & Mezrich J. (1996). GARCH for groups. *RISK* 9, 36 – 40.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of stock market prices. *Journal of Business* 38, 34 – 105.
- Fiorentini, G., Sentana E. & Calzolari, G. (2003). Maximum likelihood estimation and inference in multivariate conditionally heteroskedastic dynamic regression models with student t innovations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 21. no. 4, 532 – 546.
- Froot, K. A., Scharfstein, D. S. & Stein, J. C. (1994). A Framework for Risk Management. *Harvard Business Review*, November – December 1994.
- Hansen, P. R. & Lunde A. (2005). A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1,1)? *Journal of Applied Econometrics*, 20, 873 – 889.
- Jarque, C. & Bera, A. (1987). A Test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 55, no. 22, 163 – 172.
- Jorion, P. (2006). *Value at Risk* (3rd Ed.). Singapore: McGraw-Hill.
- Kahneman, D. & Tversky A. (1979). Prospect theory: An Analysis of decision under risk", *Econometrica*, 7, no. 2, 263 – 292.
- Kroner, K. F. & Sultan, J. (1993). Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 535 – 551.
- Ku, Y. H., Chen, H. C. & Chen, K. H. (2007). On the application of the dynamic conditional correlation model in estimating optimal time-varying hedge ratios. *Applied Economics Letters*, 14, 503 – 509.
- Laurent, S. & Peters J. P. (2002). G@RCH 2.2: An Ox package for estimating and forecasting various ARCH models. *Journal of Economic Surveys*, 16, 447 - 484.
- Li, W., & McLeod, A. (1981): "Distribution of the residual autocorrelation in multivariate ARMA time series models," *Journal of the Royal Statistical Society*, 43, 231 – 239.
- Ling, S. & McAleer, M. (2002). Stationarity and the existence of moments of a family of GARCH processes. *Journal of Econometrics*, 106, 109 – 117.

- Longin, F. & Solnik, B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960 – 1990? *Journal of International Money and Finance*, 14, 3 – 26.
- Malo, P. & Kanto, A. (2005). Evaluating multivariate GARCH models in the nordic electricity markets. *Helsinki School of Economics Working Papers*, Tammikuu 2005.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of certain speculative prices. *Journal of Business*, 36, 394 – 419.
- Markowitz, H. (1952). Portfolion selection. *Journal of Finance* 7, 77 – 91.
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1958). The Cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review* 48, 261 – 297.
- Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5, 147 – 175.
- Myers, S. C. (1984). The Capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39, 574 – 592.
- Myers, S. C. & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decision when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187 – 221.
- Palm, F. C. & Vlaar P. J. G. (1997). Simple diagnostics procedures for modelling financial time series. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 81, 85 – 101.
- Pezier, J. & White, A. (2006). The relative merits of hedge fund indices and of funds of hedge funds in optimal passive portfolios. *ICMA Discussion Papers in Finance*. Haettu 23.12.2012 osoitteesta: <http://www.icmacentre.ac.uk/pdf/discussion/DP2006-10.pdf>.
- Scott, R. C. & Horvath, P. A. (1980). On the direction of preference for moments of higher order than the variance. *Journal of Finance*, 35, 915 – 19.
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *The Journal of Business* 39(1), 119 – 138.
- Sharpe W. F. (1994). The Sharpe Ratio. *The Journal of Portfolio Management*, 21, no. 1, 49 – 58.
- Tse, Y. K. (2002). Residual-based diagnostics for conditional heteroscedasticity models. *Econometrics Journal*, 5, 358 – 373.
- Tse, Y. K., & Tsui A. (2002). A Multivariate GARCH model with time-varying correlations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 351 – 362.
- Verbeek, M. (2006). *A Guide to modern econometrics* (2<sup>nd</sup> edition). Chichester: Wiley.
- White H. (1982). Maximum likelihood estimation of misspecified models. *Econometrica*, 50, no. 1, 1 – 25.

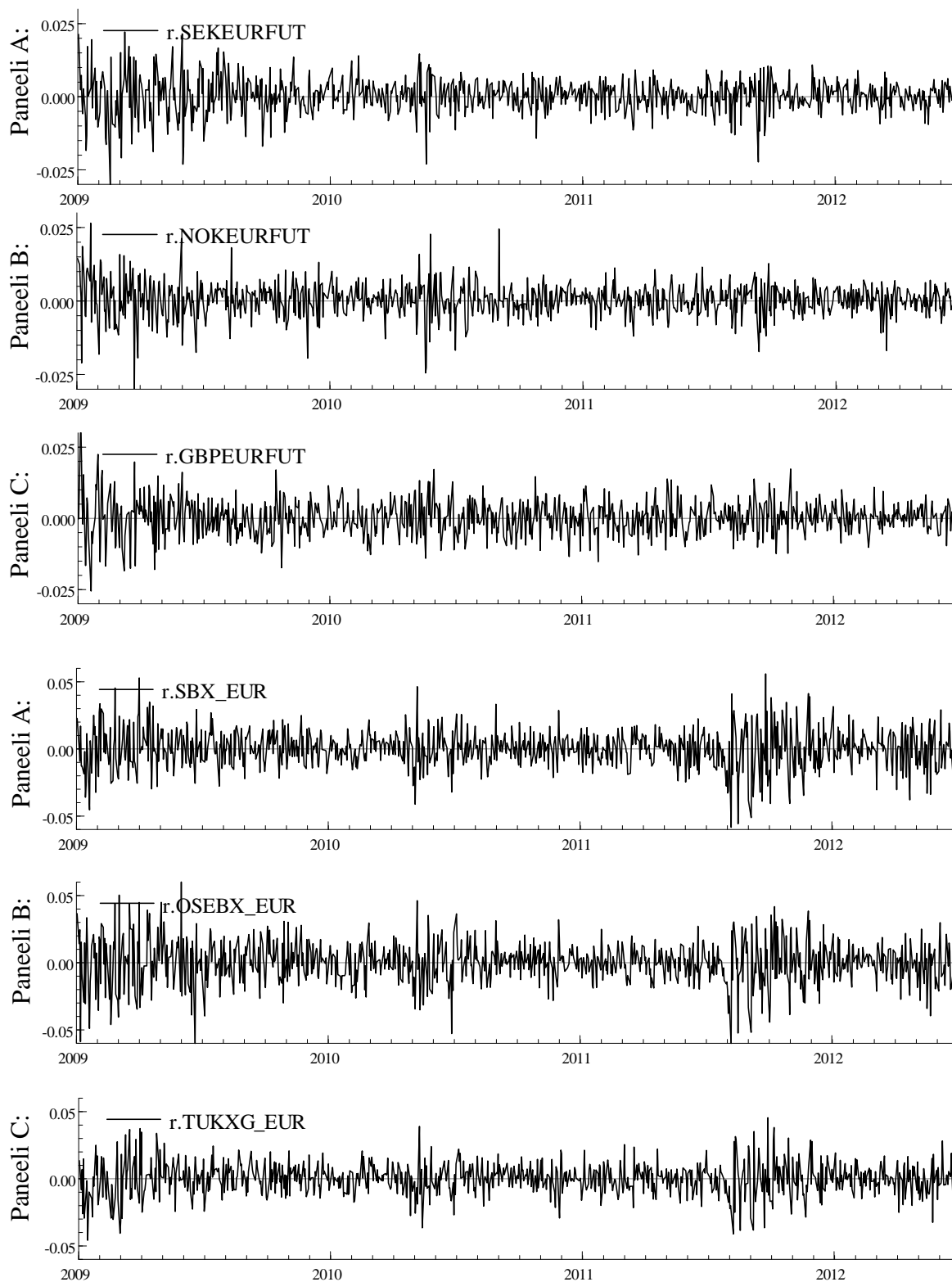
## **Kvantitatiivisen aineiston lähteet**

Osakeindeksien, valuuttakurssien ja valuuttafutuurihintasarjat: *Bloomberg*.

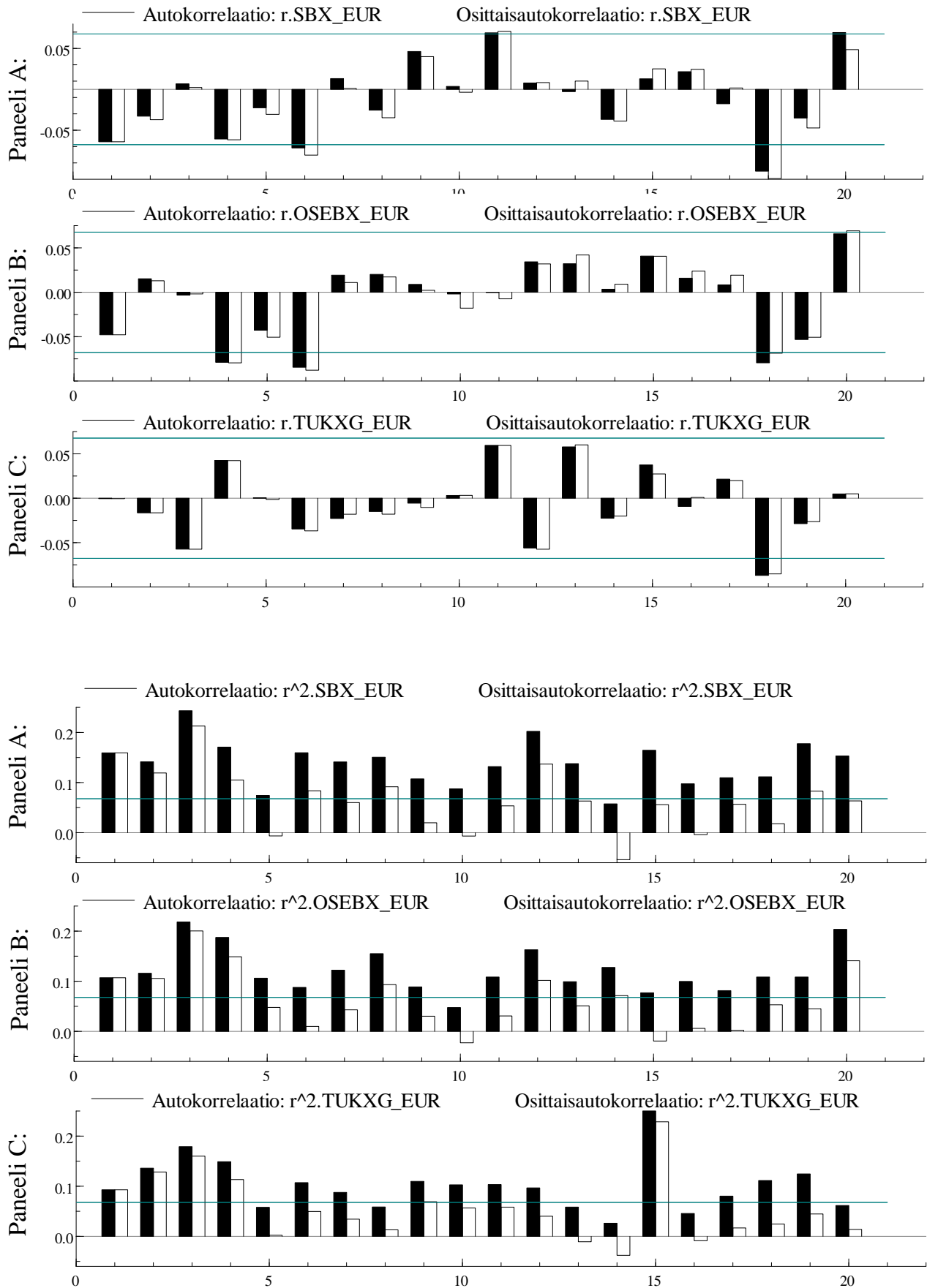
Riskiton korkokanta: Eonian korkokannan päivähavainnot Suomen Pankin tilastotietokannasta osoitteesta: <http://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/korot>.

## Liitteet

### Liite A. Valuuttafutuuri- ja osakeindeksien tuottosarjojen kuvaajat



## Liite B. Osakeindeksien tuottosarjojen autokorrelaatiofunktioiden kuvaajat

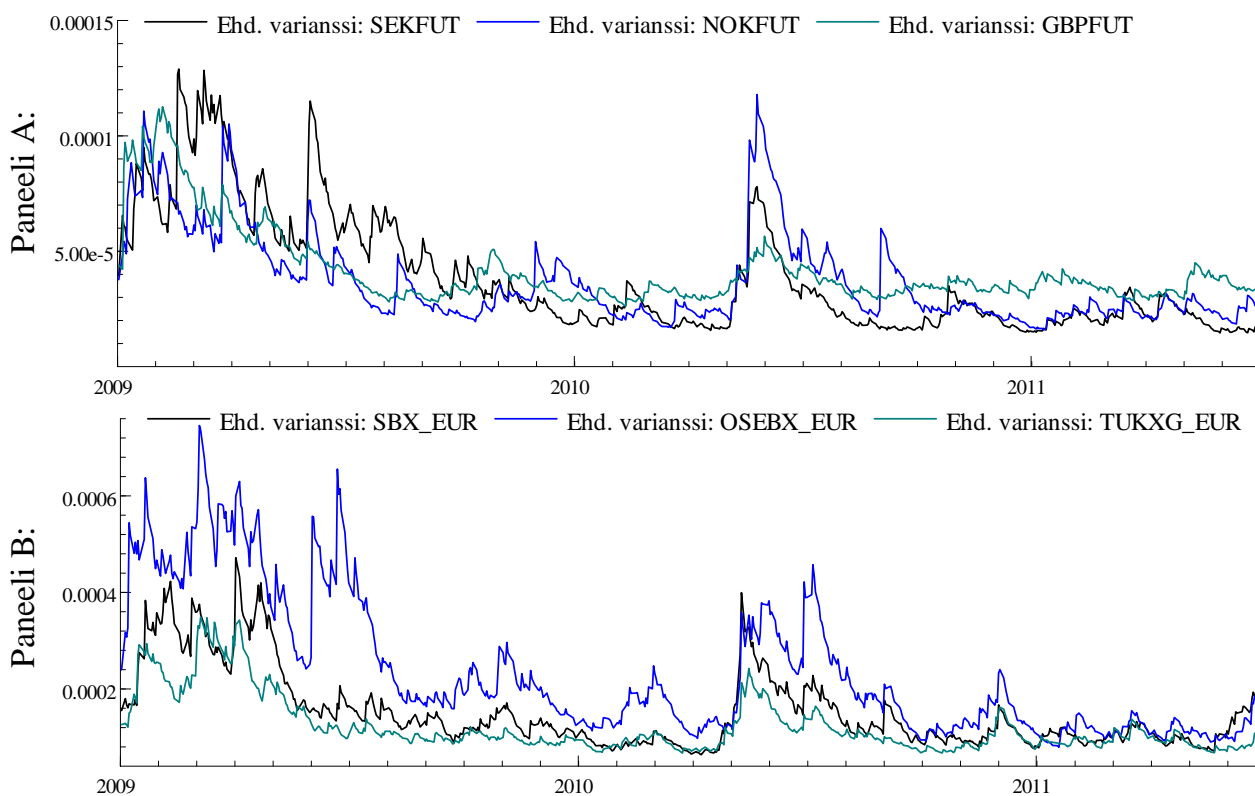




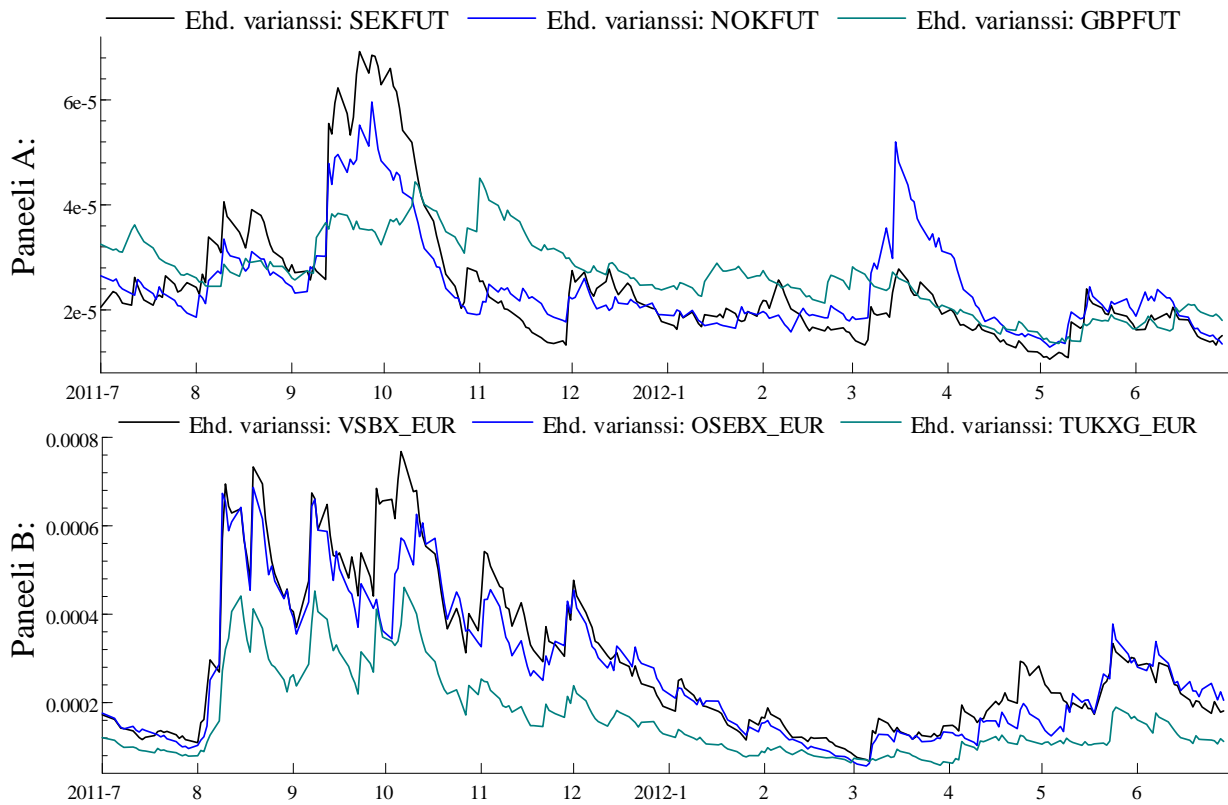
## Liite C. Osakeindeksien ja valuuttakurssi-aikasarjojen ehdoton korrelaatiomatriisi

Korrelaatiomatriisi	r.SEKEUR	r.SEKEURFUT	r.NOKEUR	r.NOKEURFUT	r.GBPEUR	r.GBPEURFUT	r.SBX_EUR	r.OSEBX_EUR	r.TUKXG_EUR
r.SEKEUR	<b>1,00</b>	<b>0,92</b>	0,57	0,52	0,07	0,07	0,08	0,26	0,35
r.SEKEURFUT	<b>0,92</b>	<b>1,00</b>	0,54	0,57	0,07	0,07	0,13	0,28	0,37
r.NOKEUR	0,57	0,54	<b>1,00</b>	<b>0,89</b>	0,19	0,19	0,17	0,06	0,25
r.NOKEURFUT	0,52	0,57	<b>0,89</b>	<b>1,00</b>	0,18	0,18	0,18	0,10	0,26
r.GBPEUR	0,07	0,07	0,19	0,18	<b>1,00</b>	<b>0,98</b>	-0,10	-0,11	-0,52
r.GBPEURFUT	0,07	0,07	0,19	0,18	<b>0,98</b>	<b>1,00</b>	-0,10	-0,12	-0,51
r.SBX_EUR	0,08	0,13	0,17	0,18	-0,10	-0,10	1,00	0,73	0,67
r.OSEBX_EUR	0,26	0,28	0,06	0,10	-0,11	-0,12	0,73	1,00	0,69
r.TUKXG_EUR	0,35	0,37	0,25	0,26	-0,52	-0,51	0,67	0,69	1,00

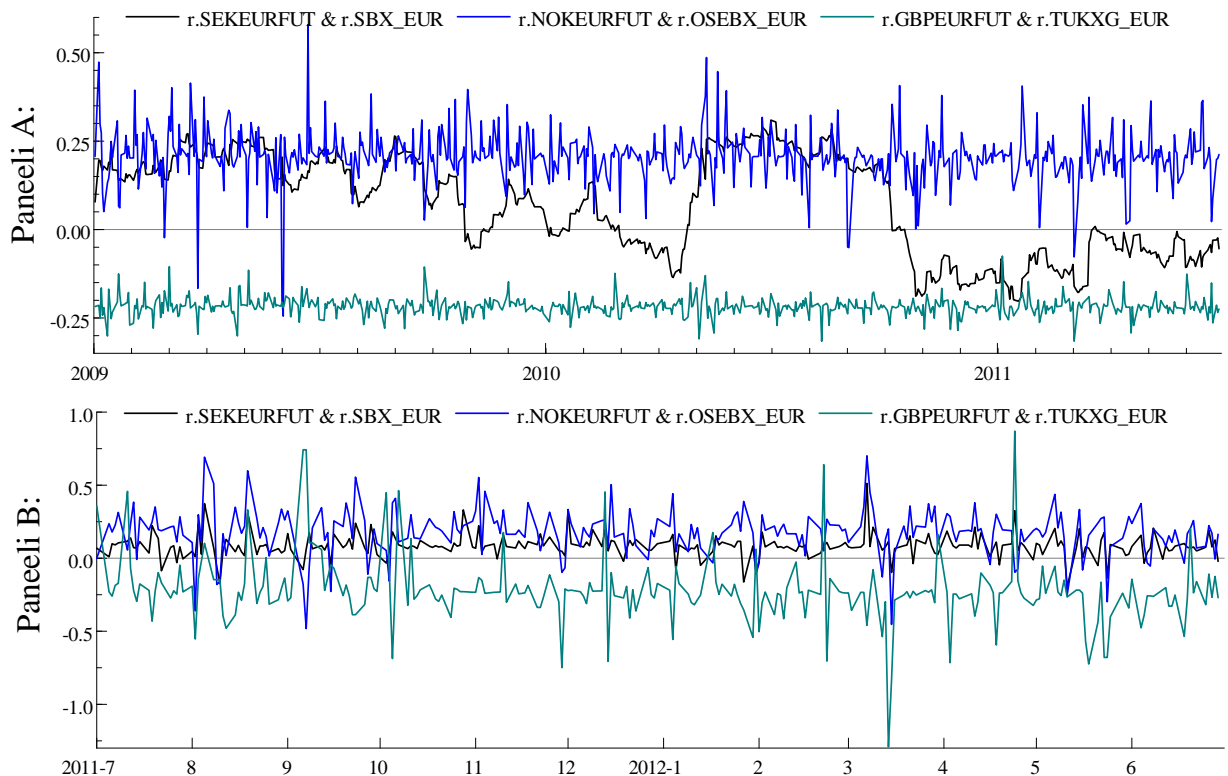
## Liite D. Valuuttafutuuriin ja osakeindeksien ehdolliset varianssit, 1/2009 – 6/2011



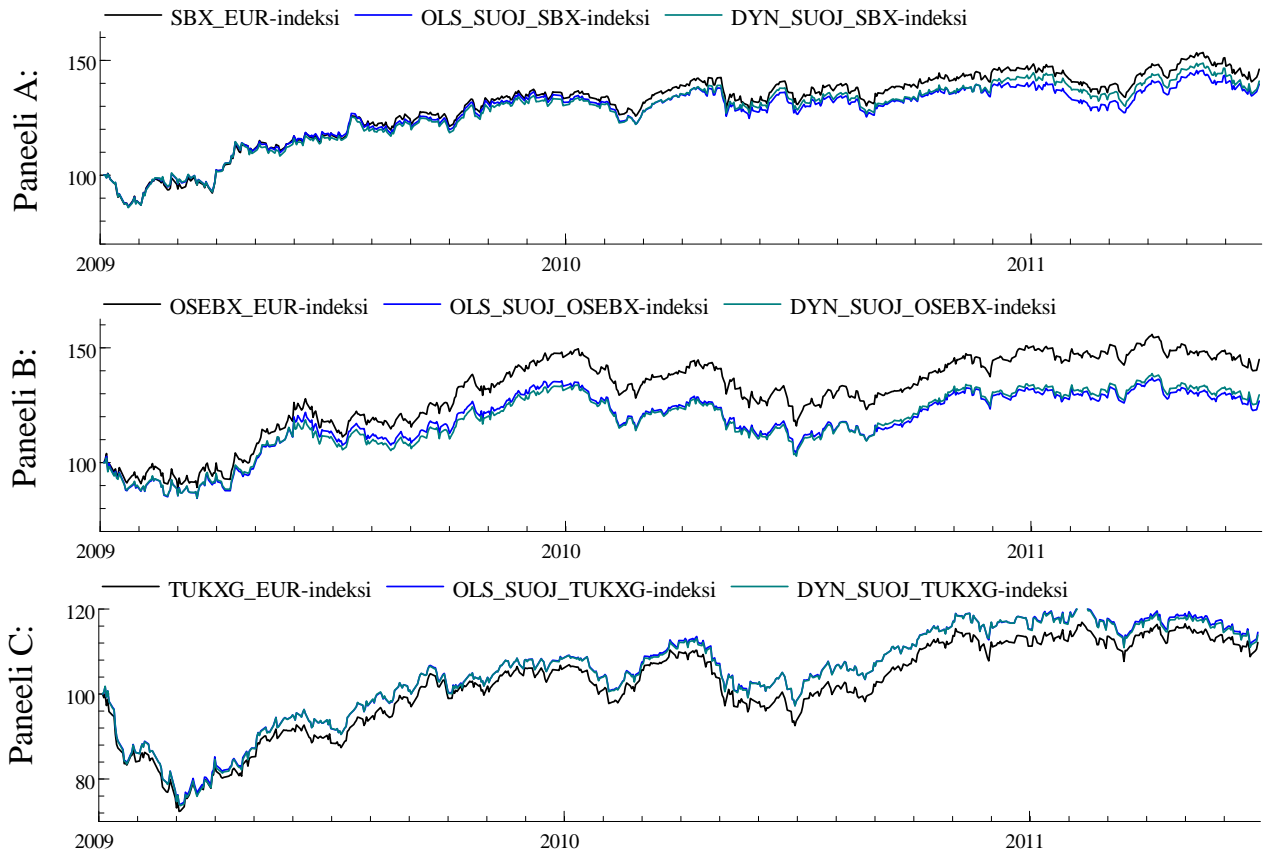
## Liite E. Valuuttafutuuri- ja osakeindeksien ehdolliset varianssit, 7/2011 – 6/2012



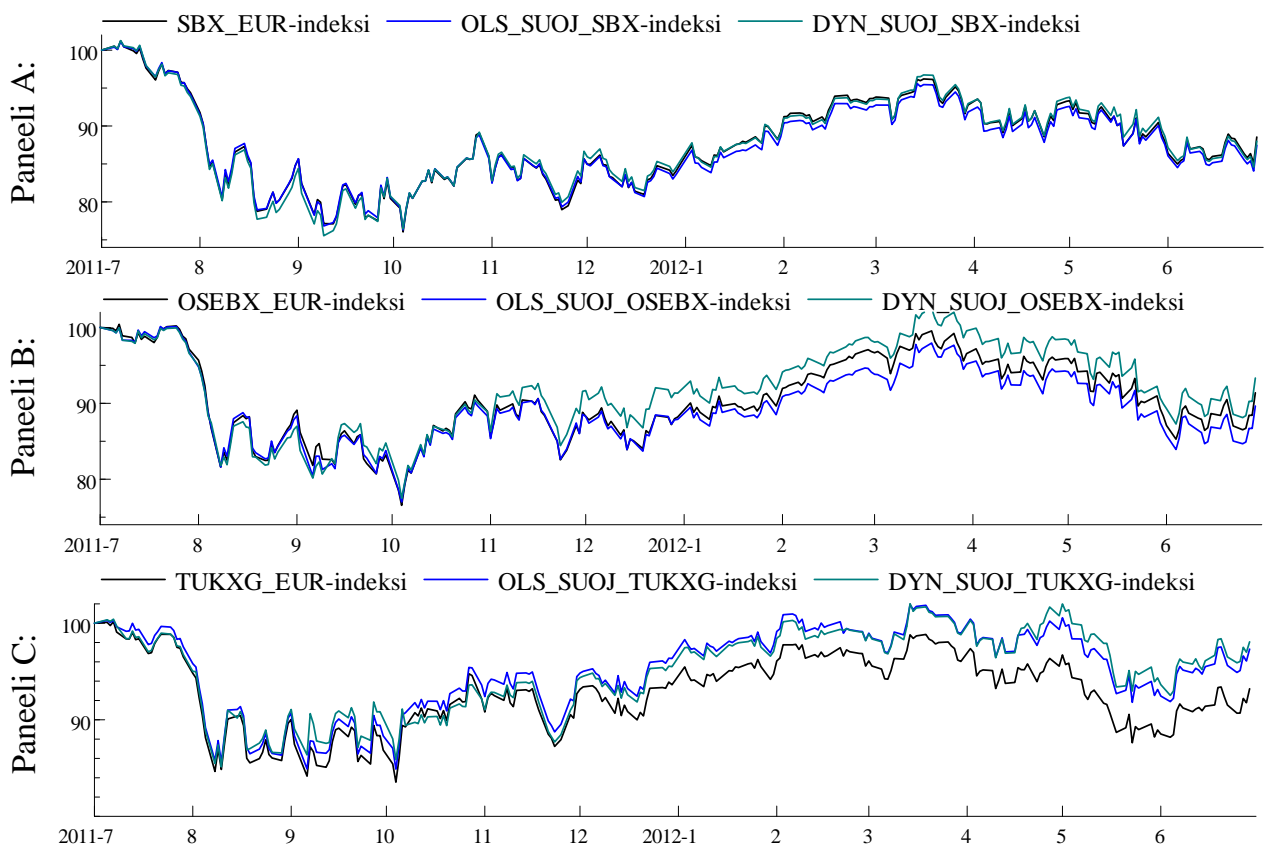
## Liite F. Valuuttafutuuri- ja osakeindeksien ehdolliset korrelaatiot, 1/2009 – 6/2011 ja 7/2011 – 6/2012



## Liite G. Portfolioiden tuottoindeksit transaktiokulujen jälkeen, 1/2009 – 6/2011



## Liite H. Portfolioiden tuottoindeksit transaktiokulujen jälkeen, 7/2011 – 6/2012



## Liite I. Suojattujen portfolioiden tunnusluvut ennen transaktiokuluja, 1/2009 – 6/2011

	tuotto ennen kuluja	tuotto kulujen jälkeen	keskihajonta	SR	ASR	CSR
r.OLS_SUOJ_SBX	14,24 %	14,24 %	19,48 %	0,71	0,70	5,43
r.OLS_SUOJ_OSEBX	10,24 %	10,24 %	23,72 %	0,41	0,41	2,93
r.OLS_SUOJ_TUKXG	6,29 %	6,29 %	17,47 %	0,33	0,33	2,32
r.DYN_SUOJ_SBX	14,63 %	14,62 %	19,38 %	0,73	0,72	5,57
r.DYN_SUOJ_OSEBX	11,10 %	11,06 %	23,48 %	0,45	0,44	3,18
r.DYN_SUOJ_TUKXG	6,05 %	6,04 %	17,49 %	0,32	0,32	2,23

*Liite I. Yhteenveto suojaamattomasta ja suojatuista portfolioista otoksen sisäisellä ajanjaksolla ennen transaktiokuluja*

## Liite J. Suojattujen portfolioiden tunnusluvut ennen transaktiokuluja, 7/2011 – 6/2012

	tuotto ennen kuluja	tuotto kulujen jälkeen	keskihajonta	SR	ASR	CSR
r.OLS_SUOJ_SBX	-14,15 %	-14,15 %	28,09 %	-0,52	-0,52	-3,54
r.OLS_SUOJ_OSEBX	-10,70 %	-10,70 %	26,39 %	-0,42	-0,43	-2,76
r.OLS_SUOJ_TUKXG	-2,19 %	-2,19 %	20,27 %	-0,13	-0,13	-0,87
r.DYN_SUOJ_SBX	-13,46 %	-13,54 %	28,34 %	-0,49	-0,50	-3,33
r.DYN_SUOJ_OSEBX	-6,48 %	-6,61 %	26,16 %	-0,26	-0,27	-1,74
r.DYN_SUOJ_TUKXG	-1,47 %	-1,59 %	20,51 %	-0,09	-0,09	-0,67

*Liite J. Yhteenveto suojaamattomasta ja suojatuista portfolioista otoksen ulkopuolisella ajanjaksolla ennen transaktiokuluja*